



ANA MARGARIDA  
PEREIRA  
MACHADO BAGÃO

**O IMPACTO DA PANDEMIA  
GLOBAL DE 2020 NOS MERCADOS  
DE AÇÕES DA EUROPA**

Relatório de Dissertação do Mestrado em  
Contabilidade e Finanças

**ORIENTADOR**

(Doutor, Rui Manuel Teixeira Santos Dias)

Janeiro de 2021

ANA MARGARIDA  
PEREIRA  
MACHADO BAGÃO

**O IMPACTO DA PANDEMIA  
GLOBAL DE 2020 NOS MERCADOS  
DE AÇÕES DA EUROPA**

**JÚRI**

*Presidente:* (Doutor, Francisco José Mendes Leote, Instituto Politécnico de Setúbal)

*Orientador:* (Doutor, Rui Manuel Teixeira Santos Dias, Instituto Politécnico de Setúbal)

*Vogal:* (Doutor, Paula Alexandra Godinho Pires Heliodoro, Instituto Politécnico de Setúbal)

Janeiro de 2021

## Dedicatória

Ao meu pai, João Bagão e à minha mãe, Rosa Bagão.

“Dar o exemplo não é a melhor maneira de influenciar os outros. É a única.”

*(Albert Schweitzer)*

## **Agradecimentos**

A dissertação de mestrado é uma longa viagem, que se diz solitária, e por isso os meus primeiros e importantes agradecimentos são dirigidos ao meu orientador Professor Doutor Rui Dias, por me ajudar a percorrer este caminho sempre em equipa.

Nesta viagem, a aprendizagem com todos aqueles que nos privilegiam com a sua força e amizade é sem dúvida muito importante, por isso um agradecimento especial à minha colega e amiga Rita Silva.

Desejo igualmente agradecer a toda a minha família por acreditarem em mim. Desde sempre que são os impulsionadores do meu crescimento pessoal e profissional. Espero ser hoje e sempre, um motivo de orgulho e felicidade.

Ao meu namorado, João Cacela, por ser a minha fortaleza emocional que soube, através da compreensão, encontrar sempre as palavras certas de estímulo e motivação.

À minha madrinha, Eugénia Marques, pelo apoio e amor incondicional em todas as fases da minha vida.

A todos, **Muito Obrigada!**

## Resumo

Esta dissertação visa investigar a relação entre o Covid-19 (casos confirmados e mortes), e os mercados de Portugal, Espanha, Grécia, Irlanda, Itália, França, Alemanha e Reino Unido, no período de 31 de dezembro de 2019 a 20 de outubro de 2020. Pretende-se verificar se: a evolução das séries de tempo Covid-19 (casos confirmados e mortes) estão sincronizados com os mercados de ações da Europa em análise?. A verificar-se níveis acentuados de integração haverá em simultâneo choques acentuados que coloquem em causa a diversificação de carteiras?. Os resultados sugerem que as séries de dados Covid-19 (casos confirmados) integram com a série de dados Covid-19 (mortes) e o mercado da Irlanda. Adicionalmente verificámos que existem 49 pares de mercados de ações integrados (em 56 possíveis), ou seja, a existência de relações estacionárias de longo prazo, que podem colocar em causa uma estratégia de diversificação de carteiras eficiente, o que valida parcialmente a primeira questão de investigação. Os resultados do modelo *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests* sugerem duas relações de causalidade bidirecionais entre os casos confirmados e as mortes decorrentes do vírus. Verificámos também a existência de 45 causalidades entre os oito mercados de ações da Europa (em 56 possíveis), ou seja, a existência de relações de curto prazo entre mercados, mas não com as séries de dados. Em jeito de conclusão podemos evidenciar que hipótese de eficiência dos mercados poderá ser questionável, uma vez que a previsão do movimento de determinado mercado pode ser melhorada se considerados os movimentos desfasados dos restantes mercados, possibilitando assim a ocorrência de operações de arbitragem.

**Palavras-chave:** Pandemia global de 2020, mercado de ações da Europa, integrações financeiras, choques.

**JEL:** C58, G10, G11, G12, G14, G15, F3

## **Abstract**

This dissertation aims to investigate the relationship between Covid-19 (confirmed cases and deaths), and the markets of Portugal, Spain, Greece, Ireland, Italy, France, Germany and the United Kingdom, from december 31st, 2019 to october 20th, 2020. It is intended to verify whether: the evolution of the Covid-19 time series (confirmed cases and deaths) are synchronized with the European stock markets under analysis?. If there are accentuated levels of integration, will there be accentuated shocks at the same time that call into question portfolio diversification?. The results suggest that the Covid-19 data series (confirmed cases) integrate with the Covid-19 data series (deaths) and the Irish market. In addition, we found that there are 49 pairs of integrated stock markets (out of 56 possible), that is, the existence of long-term stationary relationships, may call into question an efficient portfolio diversification strategy, which partially validates the first investigation question. The results of the *VAR Granger Causality / Block Exogeneity Wald Tests* model suggest two bidirectional causal relationships between confirmed cases and deaths from the virus. We also verified the existence of 45 causalities among the eight stock markets in Europe (out of 56 possible), that is, the existence of short-term relationships between markets, but not with the Covid-19 data series. In conclusion, we can evidence that the hypothesis of market efficiency may be questionable, since the forecast of the movement of a given market can be improved if we consider the lagged movements of the other markets, thus enabling arbitrage operations to occur.

**Keywords:** Global pandemic 2020, European stock market, financial integrations, shocks.

**JEL:** C58, G10, G11, G12, G14, G15, F3

## Índice

1. Introdução .....	1
Justificação do tema .....	1
Justificação dos mercados.....	3
Objetivo da investigação .....	3
Contribuições para a literatura .....	3
Estrutura do trabalho de investigação .....	4
2. Revisão da Literatura .....	4
2.1. A integração dos mercados financeiros.....	4
Introdução .....	4
Estudos empíricos.....	6
2.2. Causalidades entre os mercados financeiros .....	8
Introdução .....	8
Estudos empíricos.....	9
2.3. Impacto do Covid-19 nos mercados financeiros .....	12
Introdução .....	12
Estudos empíricos.....	14
3. Dados e Metodologia .....	17
3.1. Dados.....	17
3.2. Metodologia.....	17
3.2.1. Caracterização da amostra .....	18
3.2.2. Teste de aderência Jarque e Bera .....	19
3.2.3. Testes de raízes unitárias e raízes unitárias com quebras estruturais.....	19
3.2.4. Modelo <i>Gregory-Hansen</i> .....	22
3.2.5. Modelo <i>VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests</i> .....	24
4. Resultados e Discussão .....	25
5. Conclusão .....	44
Linhas de investigação futuras.....	46
Bibliografia .....	46

## Índice de Figuras

Figura 1 - Evolução da pandemia Covid-19, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	26
Figura 2 - Evolução, em níveis, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	27
Figura 3 - Evolução, em % das diferenças, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	27
Figura 4 - Evolução, das rendibilidades, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	28
Figura 5 - Teste de estabilidade realizado aos resíduos, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2020 a 20/10/2020. ....	30
Figura 6 - Testes de raízes unitárias com quebras estruturais de Clemente, em rendibilidades, referentes aos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	34

## Índice de Tabelas

Tabela 1 - Nome dos países e respetivos índices usados. ....	17
Tabela 2 - Estatísticas descritivas, em rendibilidades, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	29
Tabela 3 - Teste de estacionariedade de Levin, Lin e Chu, em rendibilidades, aplicado aos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	31
Tabela 4 - Teste de estacionariedade de ADF-Fisher, em rendibilidades, aplicado aos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	32
Tabela 5 - Teste de estacionariedade de PP-Fisher, em rendibilidades, aplicado aos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	32
Tabela 6 - Testes de raízes unitárias com quebras estruturais de Clemente, em rendibilidades, referentes aos 8 mercados financeiros da Europa, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	33
Tabela 7 - Testes de Gregory-Hansen, referente às séries Covid-19, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	35
Tabela 8 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado alemão, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	36
Tabela 9 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado espanhol, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	37
Tabela 10 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado francês, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	37



Tabela 11 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado grego, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.....	38
Tabela 12 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado irlandês, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.....	39
Tabela 13 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado italiano, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.....	39
Tabela 14 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado português, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.....	40
Tabela 15 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado do reino unido, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.....	41
Tabela 16 - VAR Lag order Selection Criteria.....	41
Tabela 17 - VAR Residual Serial Correlation LM Tests. ....	42
Tabela 18 - Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests, das séries Covid-19, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	43
Tabela 19 - Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020. ....	44

## Lista de Abreviaturas

ADF	<i>Dickey Fuller</i>
AIC	<i>Akaike information criterion</i>
ASEAN	<i>Association of Southeast Asian Nations</i>
BRIC	Brasil, Rússia, Índia e China
CCG	Conselho de Cooperação do Golfo
DJIA	<i>Dow Jones Industrial Average</i>
DS	<i>Data Stream</i>
EMBI	<i>Emerging Market Bond Index</i>
EUA	Estados Unidos da América
FPE	<i>Final prediction error</i>
HQ	<i>Hannan Quinn</i>
JB	Jarque e Bera
KSE 100	<i>Karachi Stock Exchange</i>
LLC	Levin, Lin e Chu
LR	<i>Sequential modified LR test statistic</i>
MENA	Médio Oriente e Norte de África
NASDAQ	<i>National Association of Securities Dealers Automated Quotations</i>
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico
OLS	Método dos mínimos quadrados
OMS	Organização Mundial de Saúde
OPEP	Organização dos Países Exportadores de Petróleo
PP	Pierre Perron
PIIGS	Portugal, Itália, Irlanda, Grécia e Espanha
SC	<i>Schwarz information criterion</i>
SCGT	China Continental e Hong Kong
SARS	Síndrome Respiratório Aguda Grave
S&P 500	<i>Standard &amp; Poor's</i>
UE	União Europeia
VAR	Vector Autoregressive

## 1. Introdução

A globalização tem acentuado as sincronizações entre os mercados financeiros internacionais, demonstrando que a correlação entre os mercados tem aumentado, nomeadamente em períodos de volatilidade extrema. Se um mercado de ações de um país estiver integrado ao mercado bolsista de outro país, a estabilidade financeira do primeiro depende, em parte, da estabilidade financeira do segundo. Do ponto de vista do investidor, o conhecimento da forma e da intensidade da interdependência entre os diferentes mercados financeiros é vital para a tomada de decisão de *hedging* eficientes, de modo a minimizar o efeito adverso da incerteza na rendibilidade esperada dos investimentos. Do mesmo modo, a compreensão das relações de interdependência entre os mercados bolsistas internacionais facilita a identificação de oportunidades de diversificação (Dias, da Silva and Dionísio, 2019; Dias, Heliodoro and Alexandre, 2019, 2020; Heliodoro, Dias and Alexandre, 2020; Dias, Alexandre and Heliodoro, 2020, 2020; Dias, Pardal, *et al.*, 2020).

Os mercados financeiros internacionais assistiram a uma sucessão de grandes contrariedades nos últimos meses, desencadeados pela Covid-19, seguidos por uma série de colapsos como a guerra do petróleo e as flutuações cambiais. A turbulência económica associada à pandemia de coronavírus em 2019-2020 tem repercussões graves nos mercados financeiros, nomeadamente nos mercados de ações, títulos e mercadorias (incluindo petróleo bruto e ouro). Os principais eventos além da pandemia global de 2020 foi a guerra de preços do petróleo entre a Rússia e a Arábia Saudita, depois de não ter sido alcançado um acordo da OPEP (Organização dos Países Exportadores de Petróleo), o que levou ao colapso dos preços do petróleo e a uma queda significativa nos mercados de ações em março de 2020 (G.Sudha, V.Sornaganesh, 2020). Face a estes acontecimentos e à importância dos mercados europeus no contexto competitivo global, bem como a necessidade de desenvolver mais estudos empíricos, sobretudo confirmatórios sobre as dinâmicas financeiras nestes mercados, considerou-se extremamente relevante estudar os mercados PIIGS (Portugal, Itália, Irlanda, Grécia e Espanha), Alemanha, França e Reino Unido em contexto da pandemia global de 2020.

### Justificação do tema

A história tem testemunhado muitas doenças epidémicas que causaram muitas mortes até à data. Alguns exemplos são a Peste Negra ("Surto de Peste") que levou à morte entre 75 a 100 milhões de pessoas no período de 1347-1351, a Febre Sangrenta que ocorreu no México em 1545-1548, a epidemia de cólera entre 1899-1923, a Síndrome Respiratória Aguda Grave (SARS) que foi importante na Ásia e no Canadá entre 2002-2003 e mais recentemente

o Ébola e a gripe suína. O Covid-19 é um tipo de surto que apareceu pela primeira vez em dezembro de 2019 na cidade de *Wuhan*, província de *Hubei*, China, mas em pouco tempo espalhou-se por todo o mundo causando danos severos na economia global (Ruiz Estrada, Park, Koutrouas, Khan, e Tahir, 2020).

A pandemia global de 2020 (Covid-19) tem causado preocupações a nível global. A 30 de janeiro, a Organização Mundial de Saúde (OMS) declarou-a como uma emergência de saúde global. A fácil propagação deste vírus causou a incerteza na população global. Esta epidemia também mudou o estilo de vida das pessoas, causando perdas de empregos e ameaçando o sustento de milhões de pessoas, pois as empresas fecharam para controlar a propagação do vírus. Em linha com todos estes efeitos negativos, parece inevitável que o crescimento económico global, os mercados de ações, as taxas de câmbios e as *commodities*, também tenham sido afetadas de igual forma (Zhang, Hu, e Ji, 2020; Ali, Alam, e Rizvi, 2020).

Não existe uma definição numericamente específica de um *crash* num mercado de ações, mas o termo comum aplica-se a quedas de mais de 10% num mercado de ações durante um período de vários dias. Durante a semana de 24 a 28 de fevereiro de 2020, os mercados de ações quebraram devido à evolução da pandemia Covid-19. O mercado do Reino Unido caiu 13%, enquanto o índice DJIA (*Dow Jones Industrial Average*) e a S&P 500 (*Standard & Poor's*) caíram 11% e 12% respetivamente, sendo a maior queda semanal desde a crise financeira de 2007-2008. Na segunda-feira, 9 de março de 2020, após o lançamento da guerra dos preços do petróleo entre a Rússia e a Arábia Saudita, o Reino Unido e outros mercados de ações da Europa caíram quase 8%. Os mercados asiáticos caíram acentuadamente e o índice S&P 500 caiu 7,60%, enquanto o mercado italiano caiu 11.17% (2.323,98 pontos). A 12 de março de 2020, um dia depois do presidente *Donald Trump* anunciar a proibição de viagens da Europa, os preços das ações caíram novamente e drasticamente. O DJIA caiu 9,99%, a maior queda diária desde a *Black Monday* (1987), apesar do *Federal Reserve* anunciar que injetaria 1,5 trilião de dólares nos mercados monetários. O S&P 500 e o NASDAQ (*National Association of Securities Dealers Automated Quotations*) caíram cada um cerca de 9,5%, enquanto os principais mercados de ações europeus caíram mais de 10%. A 16 de março de 2020, depois de ter ficado claro que a recessão era inevitável, o DJIA caiu 12,93% (2.997 pontos) a maior queda de pontos desde a *Black Monday* (1987), superando a queda da semana anterior, o NASDAQ caiu 12,32 %, e o índice S&P 500 caiu 11,98% (Bloomberg, 2020).

Face a estes acontecimentos torna-se importante analisar o impacto das séries de tempo (casos confirmados e mortes) de Covid-19 nos mercados da Europa, designadamente nos mercados periféricos, Portugal, Itália, Irlanda, Grécia e Espanha, assim como nas economias mais robustas como a Alemanha, França e Reino Unido.

## **Justificação dos mercados**

A preferência por estes mercados de ações europeus, designadamente os mercados PIIGS está relacionada com a queda abrupta destes mercados em junho de 2010. Estas quebras de estrutura deveram-se ao anúncio do não cumprimento do pagamento das dívidas públicas de alguns países da União Europeia (UE), nomeadamente dos países PIIGS. Esta rutura deveu-se ao elevado índice alcançado das dívidas públicas do grupo dos PIIGS, causando fuga de capitais e queda abrupta nos mercados de ações. Os países que dispunham de reservas cambiais e que tinham contas equilibradas passaram pela onda inicial da crise de 2010 com alguma tranquilidade, já aqueles que não tinham reservas mínimas e que já estavam com elevadas dívidas públicas e com défices fiscais, acabaram por acentuar ainda mais as suas dívidas públicas entrando numa situação económica crítica. Os mercados PIIGS acentuaram o risco de investimento da UE a índices muito elevados, ou seja, estes mercados fizeram disparar o risco da Europa que chegou a ser mais alto que o risco-país de alguns mercados pertencentes ao índice EMBI (*Emerging Market Bond Index*). No que concerne à escolha dos mercados da Alemanha, França e o Reino Unido estão relacionados com as propriedades e características destes mercados quando comparados com os PIIGS, os mesmos serão os *benchmarks* da amostra.

## **Objetivo da investigação**

Este estudo tem como objetivo principal analisar a relação entre o Covid-19 (casos confirmados e mortes), e os mercados de ações da Portugal, Espanha, Grécia, Irlanda, Itália, França, Alemanha e Reino Unido, no período de 31 de dezembro de 2019 a 20 de outubro de 2020. Com o propósito de se alcançar tal análise, pretende-se dar resposta a duas questões de investigação, designadamente se: a evolução das séries de tempo Covid-19 (casos confirmados e mortes) estão sincronizados com os mercados de ações da Europa em análise?. A verificar-se níveis acentuados de integração haverá em simultâneo choques acentuados que coloquem em causa a diversificação de carteiras?. Os resultados mostram que os dados Covid-19 (casos confirmados) integram com a série de dados Covid-19 (mortes) e o mercado de ações da Irlanda. Contudo, a série de dados Covid-19 (mortes), apenas está sincronizada com os dados Covid-19 (casos confirmados). Já quando analisamos a integração e as causalidades entre mercados verificamos níveis acentuados. Estes achados poderão colocar em causa a hipótese de diversificação de carteiras.

## **Contribuições para a literatura**

Esta dissertação diferencia-se dos estudos até agora realizados sobre o impacto da pandemia global nos mercados financeiros, tanto quanto se sabe, os autores Ali, Alam, e Rizvi

(2020), Ashraf (2020), Liu, Manzoor, Wang, Zhang, e Manzoor (2020), e Zeren e Hizarci (2020) analisaram os choques da pandemia global de 2020 em diversos mercados financeiros, porém as questões de investigação, os mercados analisados, e a abordagem foi essencialmente distinta da seguida nesta investigação. De forma complementar, o presente trabalho também contribui com dados adicionais e recentes que complementam a literatura existente sobre esta temática bem como o recurso a um conjunto de mercados de ações que se distinguem nas suas economias e consequentemente na maneira como se comportam em períodos de crise. Este trabalho visa contribuir para o fornecimento de informação aos investidores e reguladores nos mercados de ações da Europa, onde investidores individuais e institucionais procuram benefícios de diversificação, assim como, ajudar a promover a implementação de políticas que contribuam para a eficiência destes mercados neste período de pandemia global, onde a incerteza e o pessimismo se acentua nos *players* de mercado.

### **Estrutura do trabalho de investigação**

O presente trabalho de investigação está organizado em cinco capítulos, incluindo a atual introdução. No segundo capítulo é feita uma revisão da literatura no que concerne a estudos empíricos sobre a integração financeira e causalidades entre os mercados financeiros, assim como o impacto da pandemia global de 2020 nos mercados financeiros internacionais. No terceiro capítulo são apresentados os dados da amostra, assim como a metodologia desenvolvida na investigação. No quarto capítulo será realizada a análise e discussão dos resultados. Por fim, são apresentadas, no capítulo cinco, as conclusões gerais e sugestões para futuros trabalhos de investigação.

## **2. Revisão da Literatura**

### **2.1. A integração dos mercados financeiros**

#### **Introdução**

A integração dos mercados de ações entre países desenvolvidos tem registado aumentos significativos. Face a esta situação, os investidores têm examinado os mercados de ações na expectativa de que as correlações entre os mercados desenvolvidos e os mercados emergentes sejam baixas. No âmbito da integração dos mercados de ações, os investidores geralmente procuram incluir ativos nas suas carteiras que detenham níveis de correlação mais baixos para promover estratégias de diversificação eficazes. No mesmo contexto, Grubel (1968) e Levy e Sarnat (1970) argumentam que investir em mercados de ações internacionais é fundamentado pelo facto de que a correlação entre os ativos é menor

do que a examinada em ativos domésticos, ou seja, a baixa correlação entre os mercados de ações internacionais é um fator chave para a diversificação das carteiras.

Nas últimas décadas, o fenómeno da globalização tem demonstrado que a correlação entre os mercados financeiros internacionais tem aumentado, nomeadamente entre os mercados desenvolvidos. Os autores Forbes e Rigobon (2002) sugerem que as ligações entre os mercados de ações internacionais podem ser fortes durante períodos tranquilos, bem como em períodos de crise, o que poderá dificultar a diversificação do risco. Já os autores Driessen e Laeven (2007), Chang, Chen, Chi, e Young (2008) têm analisado as estratégias de diversificação do risco tomadas pelos investidores internacionais nos mercados de ações emergentes por estes apresentarem níveis de integração menores quando comparados com os mercados desenvolvidos.

O tema da integração financeira nos mercados financeiros da Europa tem atraído um interesse muito relevante na investigação empírica. Os autores Baele, Ferrando, Hördahl, Krylova, e Monnet (2004) evidenciam uma regra para avaliar o grau de integração nos mercados financeiros europeus que é baseado no conceito da paridade, ou seja, os fatores exógenos devem causar movimentos iguais e unidirecionais sobre os preços nos mercados, para que os mercados sejam totalmente integrados.

A Zona do Euro foi criada para fortalecer a integração financeira entre os seus membros. Parte dessa integração foi a harmonização dos mercados de dívida soberana, que resultou em elevados graus de integração e causalidades acentuados entre as *yields* dos títulos soberanos (Gilmore, Lucey, e McManus, 2008; Dajcman, Festic, e Kavkler, 2012). Segundo os autores Hearn e Piesse (2013), Hearn (2014), Lehkonen (2015) e Boamah et al. (2017) a integração dos mercados financeiros é parcialmente impulsionada pela abertura financeira, qualidade regulatória, a incerteza financeira dos mercados internacionais e pela estrutura do mercado. Por exemplo quando um mercado está corretamente regulado e com informação transparente poderá promover a liquidez do mercado, assim como os fluxos financeiros dos investidores internacionais, originando um aumento da integração financeira entre os mercados.

A avaliação do estado atual da integração financeira também é relevante do ponto de vista dos custos *versus* análise de benefícios. A literatura comum concorda que a integração financeira traz benefícios, nos bons tempos. No entanto, em tempos de crise, a alta integração financeira aumenta a probabilidade de contágio, devido à estreita inter-relação entre os mercados financeiros através da proximidade dos mercados, porém no longo prazo, espera-se que os benefícios da integração financeira superem os custos (Babecký, Komarek, e Komárková, 2017).

## **Estudos empíricos**

Voronkova (2004), Lucey e Voronkova (2008), Gilmore, Lucey, e McManus (2008) examinaram a integração nos mercados de ações da Europa, com o propósito de testar se a hipótese da diversificação de carteiras será exequível. Voronkova (2004) analisou a integração financeira entre os mercados de ações da Europa Central e os mercados desenvolvidos. A autora evidencia que os mercados de ações da Europa Central apresentam níveis de integração acentuados, ou seja, a possibilidade de realizar estratégias de diversificação de carteiras eficientes poderá ser colocada em causa. Já os autores Lucey e Voronkova (2008) examinaram a integração financeira nos mercados de ações antes e depois da crise da Rússia em 1998, com modelos de integração que integram deslocamentos e mudanças de regime, evidenciando que os mercados de ações analisados são, na sua maioria, segmentados. Gilmore, Lucey, e McManus (2008) examinaram o nível de integração financeira entre os mercados desenvolvidos da Europa e três mercados que foram agregados neste mercado regional, no período de 1995-2005. Os autores mostram que os mercados incorporados não apresentam integração financeira com os mercados desenvolvidos, demonstrando que a diversificação nestes mercados é uma hipótese a ser considerada.

Ibrahim (2009), Khan (2011), Jouini, Majdoub, e Bouhouch (2013) examinaram as sincronizações entre diversos mercados para estimar os níveis de integração/segmentação. Ibrahim (2009) investigou a integração financeira dos mercados da China, Indonésia, Japão, Coreia, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2005. Os autores evidenciam que os mercados de títulos e os mercados de ações são parcialmente integrados. Khan (2011) analisou a integração financeira em 23 mercados financeiros, testando a questão da diversificação do risco. O autor sugere que os índices de ações que apresentavam menor integração com o mercado dos Estados Unidos da América (EUA) foram aqueles que continham a maior probabilidade de obter ganhos, através da diversificação de carteiras, durante o período da crise financeira de 2008. Jouini, Majdoub, e Bouhouch (2013) observaram as relações de longo prazo entre os mercados de ações de países emergentes, evidenciando a existência de níveis acentuados de integração financeira entre mercados. Estes achados evidenciam que níveis de integração financeira elevados causam limitações relevantes aos investidores individuais e institucionais, no que concerne à diversificação de carteiras.

Tripathy (2015), Siddiqui (2015), Ranjan Dasgupta (2016) analisaram a integração financeira nos mercados de ações dos países BRIC (Brasil, Rússia, Índia e China) e a China. Tripathy (2015) evidencia a existência de uma relação causal bidirecional entre o mercado indiano e o russo, assim como entre o mercado brasileiro e russo, ou seja relações de curto



prazo. O autor também sugere que no longo prazo o mercado da China não está integrado com os mercados de ações BRIC sugerindo que o mercado chinês poderá ser um porto seguro para a diversificação de carteiras nestes mercados. Já Siddiqui (2015) evidencia que os mercados de ações do Brasil, Rússia, Índia e a China não apresentam integrações significativas, no longo prazo e no curto prazo, o que sugere que a implementação de carteiras poderá ser uma hipótese a considerar. Ranjan Dasgupta (2016) sugere que os mercados BRIC apresentam níveis muito acentuados de integração, evidenciando que estes mercados não apresentam as propriedades de diversificação de carteiras para os investidores internacionais.

Al Nasser e Hajilee (2016), Özer, Kamışlı, e Kamışlı (2016), Abu-Alkheil et al. (2016), Alotaibi e Mishra (2016) analisaram a diversificação de carteiras em diversos mercados de ações internacionais. Al Nasser e Hajilee (2016) examinaram a integração financeira nos mercados de ações do Brasil, China, México, Rússia e Turquia, e compararam com os mercados desenvolvidos dos EUA, Reino Unido e Alemanha, no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2014. Os autores evidenciam a existência de integração de curto prazo entre os mercados de ações dos países emergentes e os mercados desenvolvidos. No entanto, os coeficientes de longo prazo mostram significância entre os mercados emergentes e o mercado da Alemanha. Özer, Kamışlı, e Kamışlı (2016) analisaram os mercados da Alemanha, Áustria, República Checa, Croácia, Lituânia e Grécia, e testaram as sincronizações entre mercados no curto e longo prazo, evidenciando e tendo presente as várias escalas de tempo, resultados mistos de integração e segmentação. Abu-Alkheil et al. (2016) analisaram 32 mercados de ações islâmicos e 32 índices bolsistas convencionais, no período de 2002-2014. Os resultados dos testes econométricos revelam a ausência de integração financeira entre os 31 índices islâmicos, com exceção feita ao mercado do Paquistão. Em síntese os autores sugerem que a ausência de integração financeira entre os 31 pares de índices islâmicos origina oportunidades aos investidores de realizar estratégias de diversificação nestes mercados regionais. Alotaibi e Mishra (2016) examinaram o nível de integração financeira dos mercados do Golfo Pérsico, no período de 2002-2013. Os resultados propõem a existência de integração financeira nestes mercados financeiros, com exceção feita ao mercado da Arábia Saudita. Face a estes resultados, a hipótese de diversificação não é consistente para a maioria destes mercados regionais.

Moagar-Poladian, Clichici e Stanciu (2019), Jawadi, Chlibi, e Cheffou (2019), Salisu, Ndako, Adediran, e Swaray (2020), Qizam, Ardiansyah, e Qoyum (2020) avaliaram o nível de integração entre mercados para estimar a diversificação do risco das carteiras. Moagar-Poladian, Clichici e Stanciu (2019) mostram que os mercados da Europa Central e Oriental mostram um nível de integração significativo durante a crise financeira europeia, o que coloca

em causa a hipótese de diversificação de carteiras eficiente nestes mercados regionais. Jawadi, Chlibi, e Cheffou (2019) estudaram a integração entre os mercados do EUA, do G6, BRIC e MENA (Médio Oriente e Norte de África), evidenciando que os mercados MENA e BRIC são segmentados com o mercado norte-americano, enquanto os mercados do G6 evidenciam integração com os EUA. Salisu, Ndako, Adediran, e Swaray (2020) analisaram a integração nos mercados islâmicos e mostram que esses mercados são integrados e o comportamento pode ser influenciado pelas condições económicas globais. Qizam, Ardiansyah, e Qoyum (2020) analisaram os mercados de ações ASEAN (*Association of Southeast Asian Nations*), no período de 2009 a 2014. Os autores evidenciam que os mercados de ações ASEAN continuam altamente integrados, no período pós crise financeira global de 2008. Estes resultados têm implicações relevantes para os investidores que operam nestes mercados regionais, em contexto da diversificação de carteiras

Testar a integração financeira entre mercados e deduzir a existência de hipóteses de diversificação das carteiras quando os mercados não são integrados, ou seja, a (in) existência de relações de longo prazo, poderá dar origem a indícios distorcidos. Segundo os autores Ansari e Khan (2012) os comportamentos irracionais por parte dos investidores tem um impacto muito significativo nos preços das ações. De forma a validar resultados iremos utilizar a metodologia de Gregory e Hansen (1996) que estima deslocamentos de regime, assim como quebras de estrutura entre os mercados em análise.

## **2.2. Causalidades entre os mercados financeiros**

### **Introdução**

Desde os meados da década de 2000, os mercados financeiros internacionais estiveram subordinados a um conjunto de crises financeiras significativas, nomeadamente a crise do *subprime* nos EUA em 2008, e a crise da dívida soberana na Europa em 2010, que tiveram origem em economias desenvolvidas. Estes eventos contagiaram significativamente as economias desenvolvidas, contudo, esta significância não foi densa nas economias emergentes (Wong e Li, 2010). Os autores, Coeurdacier e Guibaud (2011) analisaram se os investidores protegem corretamente as carteiras ao risco doméstico, investindo em mercados de ações internacionais que têm baixa correlação com o seu mercado de ações doméstico. Os autores sugerem que os investidores inclinam as suas participações para mercados estrangeiros, que oferecem melhores oportunidades de diversificação.

O entendimento das sincronizações entre os mercados bolsistas, assim como o estudo sobre a ocorrência de causalidades, em períodos de turbulência, é importante para investidores, gestores de fundos de investimento, académicos, em diversos aspetos,

nomeadamente quando se querem implementar estratégias de diversificação de carteiras eficientes (Dias, da Silva, e Dionísio, 2019).

A interdependência e a integração dos mercados financeiros são conceitos bastante distintos, encontrando-se a interdependência entre mercados associada ao fenómeno de causalidades entre os preços de diversos mercados, mesmo não existindo bases económicas justificativas ou conhecimento suficiente acerca dos factos que levaram a que esse movimento conjunto ocorresse. Por outro lado, estamos perante mercados integrados, quando os ativos com risco semelhante mas pertencentes a diferentes mercados, se encontram associados a rendibilidades semelhantes (Tilfani, Ferreira, Dionísio, e Youssef El Boukfaoui, 2020).

### **Estudos empíricos**

Huang et al. (2000) e Caporale et al. (2002) estudaram as causalidades entre os mercados de ações e as taxas de câmbio da Ásia. Huang et al. (2000) examinaram as relações causais entre os mercados de ações dos Estados Unidos, Japão, e os mercados da China continental e Hong Kong (SCGT), no período de 2 de outubro de 1992 e 20 de junho de 1997. Os autores evidenciam que as oscilações do mercado de ações dos EUA originam choques acentuados nos mercados SCGT, quando comparado com o mercado de ações do Japão. Caporale et al. (2002) evidenciam choques entre os mercados de ações e as taxas de câmbios de quatro países da Ásia Oriental. Os autores mostram que os choques provenientes dos índices bolsistas têm um impacto negativo nas taxas de câmbios do Japão e a Coreia do Sul, já com a Indonésia e a Tailândia os choques são positivos.

Lupu (2012), Truchis e Keddad (2016), Yarovaya e Lau (2016), Diaz, Molero, e Perez de Gracia (2016), Ferreira, Dionísio, e Movahed (2017) estudaram os comovimentos e os choques entre mercados. Lupu (2012) analisou os comovimentos entre os mercados desenvolvidos e emergentes da Europa, evidenciando comovimentos acentuados entre mercados. Truchis e Keddad (2016) mostram que os comovimentos têm um impacto mais significativo nos mercados desenvolvidos da Ásia Oriental, do que nos mercados emergentes da região. Yarovaya e Lau (2016) estudaram os comovimentos entre os mercados de ações, em períodos de crises, e exploram os benefícios da diversificação internacional de carteiras disponíveis para os investidores britânicos que possuem carteiras em mercados emergentes. Os autores evidenciam que o mercado de ações chinês é a opção mais robusta para o investidor do Reino Unido. Diaz, Molero, e Perez de Gracia (2016) encontraram uma resposta negativa nos mercados bolsistas do G7 que existe um aumento nos choques do preço do petróleo. Ferreira, Dionísio, e Movahed (2017) evidenciam que os comovimentos são significativos em 170 pares de mercados bolsistas, e de acordo com a causalidade da *Granger*

evidenciam que as relações são mais fortes entre os mercados emergentes e entre os mercados emergentes e os mercados de fronteira.

Tiwari, Trabelsi, Alqahtani, e Raheem (2020), Hussain Shahzad, Bouri, Roubaud e Kristoufek (2020), Bhatia, Das, e Kumar (2020), analisaram se os mercados de *commodities* são um porto seguro, em detrimento de investimentos nos mercados de ações do G7. Tiwari et al. (2020) sugerem que o mercado do petróleo bruto pode ser um ativo diversificador para os investidores nos mercados do Japão e na França, porém os investidores que operam nos restantes mercados do G7 deverão ter cautela. Hussain Shahzad et al. (2020) verificaram que os benefícios da diversificação oferecidos pelo ouro aos investimentos em ações nos mercados do G7 são comparativamente muito superiores e mais estáveis do que os do *Bitcoin*. Bhatia et al. (2020) examinaram a relação dinâmica entre os metais preciosos e as bolsas de valores do G7 e os mercados emergentes. Os mercados do G7 e os BRIC exibem diferentes dinâmicas com os metais preciosos durante o período de estudo (2000-2017). A dinâmica entre os metais preciosos e as bolsas de valores do G7 apresentam padrões semelhantes, o que representa um comportamento de agregação. No entanto, o mesmo não se aplica aos países BRIC. Em contraste com a literatura existente, este estudo descobriu que a prata oferece uma melhor capacidade de cobertura do que outros metais preciosos, tanto a curto como a longo prazo.

Tilfani, Ferreira, Dionisio, e Youssef El Boukfaoui (2020), Rico Belda (2020), Hatipoglu (2020), analisaram as sincronizações nos mercados financeiros. Tilfani et al. (2020) sugerem que a Alemanha e outros países da Zona Euro, em geral, partilham níveis elevados de causalidades, embora a decisão do *Brexit* tenha reduzido essas ligações. Rico Belda (2020) analisou as sincronizações entre a bolsa espanhola e os índices de ações dos EUA, Reino Unido, Alemanha e França, no período de janeiro de 2000 a junho de 2012. Os autores sugerem que no período pós-crise os choques aumentaram entre o mercado espanhol e o mercado francês, mas diminuíram com o mercado britânico. Por outro lado, a inter-relação da bolsa espanhola com as bolsas alemã e americana voltaram ao nível da pré-crise de 2008. Hatipoglu (2020) confirma que a resposta dos mercados de capitais ao crescimento económico depende mais do estado da economia do que do estado de desenvolvimento do país. Em geral, a interação entre os mercados financeiros e a economia é fraca nos países da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico), exceto no Japão e na Estónia.

Xiao and Wang (2020), Alqahtani, Lahiani, and Salem (2020), Naeem, Hasan, Arif, Balli, and Shahzad (2020), Dias, Heliodoro, Alexandre, et al. (2020b) analisaram os choques do petróleo nos mercados de ações internacionais. Xiao and Wang (2020) examinaram os

comovimentos entre o petróleo bruto e oito mercados de ações. Os autores evidenciam relações causais não lineares bidirecionais entre os mercados petrolífero e os mercados de ações. Alqahtani, Lahiani, and Salem (2020) analisaram o impacto dos preços internacionais do petróleo nos mercados de ações dos países do Conselho de Cooperação do Golfo (CCG), no período de 07 de abril de 2004 a 15 de agosto de 2018. Os autores evidenciam a existência de choques entre petróleo e os mercados de ações, face a estes resultados os investidores e gestores de carteira devem ter algumas cautelas na diversificação das suas carteiras nestes mercados regionais. Naeem, Hasan, Arif, Balli, and Shahzad (2020) evidenciam que a crise financeira global de 2008 fez aumentar os choques entre os mercados de ações dos países BRIC e os preços do petróleo e o ouro. Dias, Heliodoro, Alexandre, et al. (2020b) analisaram os choques entre o petróleo nos mercados de ações do Brasil, China, Índia e Rússia no período de janeiro de 2019 a 29 de maio de 2020. Os autores evidenciam choques entre o petróleo e os mercados de ações analisados, com exceção feita ao mercado da China.

Yin e Ma (2020), Zhao et al. (2020), Wang, Ma, Niu e He (2020) testaram se as flutuações dos mercados petrolíferos causavam impactos nas rendibilidades dos mercados de ações internacionais. Yin e Ma (2020) analisaram o impacto do petróleo nos mercados de ações do G20, no período entre 1994-2019, evidenciando que o mercado petrolífero causa choques mais acentuados nos mercados importadores do que nos mercados exportadores de petróleo. Zhao et al. (2020) evidenciam que os mercados petrolíferos apresentam choques bidirecionais com o mercado de ações da China, ou seja, as causalidades são mútuas em termos das flutuações dos preços dos mercados analisados. Wang, Ma, Niu e He (2020) analisaram as relações causais entre o petróleo bruto e os mercados de ações dos países BRIC, evidenciando que o impacto do preço do petróleo nos mercados de ações em análise é mais acentuado em períodos de elevada volatilidade

Em resumo, este trabalho visa contribuir para o fornecimento de informação aos investidores e reguladores nos mercados financeiros do Europa, onde investidores institucionais procuram benefícios de diversificação, assim como, ajudar a promover a implementação de políticas que contribuam para mitigar a incerteza e o pessimismo vivido nos mercados financeiros internacionais decorrente da pandemia global de 2020. Para validar resultados iremos utilizar o modelo *VAR-Granger* para estimar relações de curto prazo, sobretudo causalidades entre mercados que poderão colocar em causa a implementação de estratégias de diversificação de carteiras eficientes.

## 2.3. Impacto do Covid-19 nos mercados financeiros

### Introdução

A SARS é uma doença respiratória viral, que surgiu nos mercados de animais exóticos e frutos do mar no sul da China que afetou severamente a região Ásia-Pacífico. O primeiro caso de síndrome respiratória aguda grave surge em novembro de 2002, na China, e em fevereiro de 2003 já se contabilizavam cerca de 300 casos. Foi então estabelecido nesse ano pela OMS, uma rede de laboratórios para determinar o agente causador desse vírus e no início de abril identificou-se a SARS-CoV (Síndrome Respiratória Aguda Grave-Coronavírus). Em julho de 2003 e após um total de 8.096 casos notificados, incluindo 774 mortes em 27 países, nenhuma outra infecção foi detetada e a pandemia foi declarada encerrada (Donnelly et al., 2003; De Wit, Van Doremalen, Falzarano, e Munster, 2016).

Nas últimas décadas, foram surgindo novas doenças de carácter infeccioso, em diferentes áreas geográficas, como o vírus Ébola, vírus Zika, vírus Nipah e Coronavírus, este último como uma disseminação global (Dhama et al., 2020).

Em dezembro de 2019, apareceu pela primeira vez na cidade de *Wuhan*, China, um novo tipo de coronavírus (SARS-CoV-2) mais conhecido como Covid-19 que em janeiro de 2021 supera os 94.5 milhões de casos e 2.02 milhões mortes. Segundo os autores El Zowalaty e Järhult (2020), é um vírus eficiente em humanos e com um carácter pandémico, sendo considerado atualmente o terceiro alerta global de infeções por coronavírus. A 12 de março de 2020, foi declarado pela OMS como pandemia com base no número de casos confirmados em mais de 195 países (Şenol e Zeren, 2020).

Nos últimos meses, a economia mundial tem sido significativamente afetada pela pandemia de Covid-19. No contexto do equilíbrio entre a gestão da crise sanitária e a mitigação dos seus efeitos económicos, que tem justificado um vasto conjunto de medidas, observou-se uma forte queda da atividade económica, sem paralelo histórico nas últimas décadas. As características desta crise fazem com que produza efeitos de forma transversal aos vários setores económicos, embora com alguns deles a serem mais afetados. A economia portuguesa insere-se neste quadro geral. Os efeitos da crise sobre a atividade económica operam por vários canais. Do lado da oferta, o canal de transmissão mais direto está associado à impossibilidade de certas atividades de produção serem desenvolvidas, no quadro das restrições sanitárias impostas. A pandemia de Covid-19 e as medidas adotadas para a combater, provocaram, quer o encerramento (ainda que temporário) de unidades de negócio consideradas não essenciais, quer a restrição da mobilidade dos cidadãos, resultando numa queda acentuada da atividade económica, com repercussões significativas

a nível global, dado o nível de integração económica existente e a relevância das cadeias de produção globais que as quais são caracterizadas por uma gestão integrada. Este modo de produção está particularmente exposto a choques de âmbito global atendendo a que, dada a forte interdependência económica, a restrição da produção num determinado país não só afeta a sua atividade económica, como desencadeia disrupções nas economias de países cujas empresas pertencem à mesma cadeia de produção. Este efeito surge claramente potenciado nesta pandemia por abranger as principais economias mundiais (Banco de Portugal, 2020).

Do lado da procura, o canal de transmissão mais direto está associado à redução de rendimentos e da confiança das famílias e empresas. As medidas de confinamento impostas pelas autoridades, bem como a quebra observada e/ou esperada de rendimento, motivou alterações no padrão de consumo das famílias, o que, por sua vez, levou a que parte das empresas que se mantiveram em funcionamento tenham procurado ajustar o seu negócio através da diversificação ou modificação da produção ou alterando os seus canais de distribuição. Ao nível das empresas, o cancelamento de encomendas, a dilatação dos prazos de pagamento e a necessidade de pagamento de salários e outras despesas correntes originaram necessidades acrescidas de liquidez. Num ambiente de grande incerteza quanto à magnitude e duração da crise, a diminuição da confiança das empresas e famílias poderá prolongar-se, prolongando também os impactos da crise, adiando (ou mesmo cancelando) decisões de investimento e consumo e podendo afetar o crescimento potencial da economia (Banco de Portugal, 2020).

Estes efeitos de procura e oferta interagem entre si, aumentando o seu impacto, já de si exacerbado pelo contexto de grande incerteza. Daqui decorrem também impactos negativos nos preços dos ativos (ações e títulos de dívida) e das matérias-primas (petróleo) a nível internacional. Neste contexto de forte queda da atividade económica e, por conseguinte, do rendimento, as famílias e as empresas enfrentam, de uma forma geral, desafios significativos para assegurar padrões de despesa em patamares socialmente/humanamente aceitáveis e para cumprir compromissos financeiros, designadamente ao nível de possíveis dívidas contraídas anteriormente (Banco de Portugal, 2020).

O *crash* da bolsa de 2020, também conhecido como Coronavírus *crash*, foi um grande e repentino *crash* do mercado global, os mercados de ações globais caíram a 24 de fevereiro de 2020 devido a um aumento significativo no número de casos Covid-19 fora da China continental. A turbulência económica associada à pandemia Covid-19 teve impactos amplos e graves nos mercados financeiros, incluindo os mercados de ações, títulos e *commodities* (incluindo petróleo bruto e ouro). Os principais eventos incluíram a guerra dos preços do

petróleo entre a Rússia e a Arábia Saudita depois de não conseguir chegar a um acordo na OPEP, que resultou num colapso dos preços do petróleo bruto e uma queda do mercado de ações em março de 2020. Os efeitos sobre os mercados são parte da recessão do coronavírus, entre os muitos impactos económicos da pandemia. A 28 de fevereiro de 2020, os mercados de ações em todo o mundo tiveram declínios acentuados nas cotações, quebras que já não se verificavam desde a crise financeira de 2008. Os mercados de ações globais quebraram em março de 2020, com quedas muito significativas nos principais índices do mundo. As quebras de estrutura verificadas designadamente em março 2020, têm sido apelidadas como a queda mais rápida nos mercados de ações globais na história financeira e o *crash* mais devastador desde a queda de *Wall Street* em 1929 (Khan et al., 2020; Ngwakwe, 2020; Şenol e Zeren, 2020).

### **Estudos empíricos**

Ashraf (2020), Liu, Manzoor, Wang, Zhang, e Manzoor (2020), Zeren e Hizarci (2020) analisaram o impacto da pandemia global de 2020 nos mercados financeiros internacionais. De acordo com o estudo de Ashraf (2020) que examina a resposta dos mercados de ações à pandemia de Covid-19, utilizando as séries de tempo diárias de Covid-19 (casos confirmados e mortes), e os *prices index* de 64 mercados, no período de 22 de janeiro de 2020 a 17 de abril de 2020. O autor evidencia choques acentuados nas rendibilidades dos mercados à medida que os casos iam aumentando. Liu, Manzoor, Wang, Zhang, e Manzoor (2020) avaliaram o impacto do surto de coronavírus em 21 mercados de ações, evidenciando que a pandemia global tem afetando diretamente os mercados de ações em todo o mundo. Os mercados da Ásia mostram rendibilidades anómalas negativas quando comparados com os restantes mercados da amostra, sugerindo que este efeito adverso está relacionado com o sentimento pessimista dos investidores devido à incerteza na economia global. Zeren e Hizarci (2020) observaram os efeitos desta epidemia nos mercados de ações, no período de 23 de janeiro de 2020 e 13 de março de 2020 e comprovam que os casos globais do surto estão sincronizados com os mercados da China, Coreia do Sul e Espanha. Porém, tal evidência não surge para os mercados da Itália, França e Alemanha.

Ngwakwe (2020), He, Liu, Wang, e Yu (2020), Okorie e Lin (2020), Topcu e Gulal (2020) examinaram os choques da pandemia global de 2020 nas rendibilidades dos mercados de ações internacionais. Ngwakwe (2020) evidencia valorizações no *Shanghai Composite Index*, ou seja, o mercado de ações da China teve um aumento significativo nos valores médios das ações durante a pandemia, contrariamente aos índices S&P 500 e *Euronext* 100. He, Liu, Wang, e Yu (2020) estudam as repercussões do Covid-19 nas bolsas de valores da China, Itália, Coreia do Sul, França, Espanha, Alemanha, Japão e EUA e evidenciam efeitos



bidirecionais entre os países asiáticos e europeus e países americanos. Estes achados também contribuem para a pesquisa sobre o impacto económico da pandemia, fornecendo evidências empíricas de que a pandemia global de 2020 tem efeitos colaterais nos mercados de ações de outros países. Os resultados também fornecem uma base para avaliar as tendências nos mercados de ações internacionais quando a situação é aliviada em todo o mundo. Okorie e Lin (2020) analisaram o efeito fractal de contágio da pandemia global de 2020 (Covid-19) em 32 mercados de ações afetados (em 31 de março de 2020). Os autores evidenciam um efeito fractal de contágio, de curto prazo, decorrente da pandemia Covid-19 em todos os mercados de ações analisados. Além disso, esse efeito fractal de contágio desaparece com o tempo (no médio e longo prazo) quer na volatilidade do mercado quer nas rendibilidades. Topcu e Gulal (2020) investigaram o impacto do Covid-19 nos mercados de ações emergentes da Europa e da Ásia, no período de 10 de março a 30 de abril de 2020. Os autores revelam um impacto negativo nos mercados de ações emergentes, porém esse efeito começou a diminuir a 15 de abril de 2020. Em termos de classificação regional, o impacto do surto foi mais denso nos mercados emergentes asiáticos quando comparados com os mercados emergentes na Europa.

Khan et al. (2020), Aslam, Mohmand, et al. (2020), Morales e Andreosso-O'Callaghan (2020), Waheed, Sarwar, Sarwar, e Khan (2020) testaram o impacto do surto pandémico nos mercados de ações, analisando se a evolução do surto fez diminuir as rendibilidades nos mercados. Khan et al. (2020) analisaram o impacto da pandemia Covid-19 em 16 mercados de ações, os resultados mostram que a taxa de crescimento de novos casos semanais de Covid-19 afeta negativamente a rendibilidade nos mercados de ações analisados. Os autores evidenciam que o mercado da China, que foi severamente afetado durante a janela de eventos curtos, recupera em escalas de longo prazo. Estes achados validam que as medidas drásticas do governo chinês para conter a propagação da pandemia de 2020 causaram confiança aos investidores no mercado de ações. Aslam, Mohmand, et al. (2020) analisaram os efeitos do Covid-19 em 56 mercados de ações, no período de 15 de outubro de 2019 a 7 de agosto de 2020, utilizando um método de rede complexo, dividiram os mercados de ações em mercados desenvolvidos, emergentes e de fronteira. Os autores evidenciam que as sincronizações entre mercados aumentaram significativamente. Os mercados de ações de França e da Alemanha parecem ser os mercados desenvolvidos mais relevantes, enquanto Taiwan e Eslovênia têm essa relevância nos mercados emergentes e de fronteira. Morales e Andreosso-O'Callaghan (2020) mostram que os mercados não reagiram aos níveis de volatilidade exibidos pelo mercado de ações de Shanghai, sendo a China o epicentro do surto do vírus. Os mercados despertaram para a ameaça global do vírus quando a Itália registou os seus primeiros casos, tendo o seu mercado de ações ativado o impacto do surto nos mercados financeiros

internacionais. Waheed, Sarwar, Sarwar, e Khan (2020) evidenciam que o impacto do Covid-19 no mercado de ações do Paquistão, que pertence a uma economia em desenvolvimento, não teve o mesmo efeito adverso. Os resultados do presente estudo contradizem os estudos anteriores, que relataram um efeito adverso do Covid-19 nos mercados de ações desenvolvidos. Em corroboração os autores mostram que o índice KSE-100 (*Karachi Stock Exchange*) confirmou um incremento positivo nas rendibilidades. Além disso, parece evidente que a intervenção do governo do Paquistão salvaguardou os investidores de um desastre total no mercado de ações.

Gormsen e Koijen (2020), Takyi e Bentum-Ennin (2020), Gunay (2020) analisaram os efeitos da pandemia global de 2020 no desempenho dos mercados de ações. Gormsen e Koijen (2020) evidenciam quebras acentuadas decorrentes da crise de 2020, designadamente uma queda de 8% nos Estados Unidos e no Japão, e uma queda de 14% na União Europeia. Em relação ao PIB apontam uma queda de 2% nos Estados Unidos e Japão e de 3% na União Europeia. Takyi e Bentum-Ennin (2020), investigaram treze países africanos, no período de 1 de outubro de 2019 a 30 de junho de 2020, evidenciando que os mercados de ações analisados tiveram quebras abruptas (-2,7%; -21%).

Aslam, Mohti, e Ferreira (2020) e Aslam, Nogueiro, et al. (2020) estudaram o grau de eficiência dos mercados, em contexto da pandemia global de 2020, através de modelos de análise fractal. Aslam, Mohti, e Ferreira (2020) analisam oito mercados de ações europeus, no período de 1 de janeiro de 2020 a 23 de março de 2020. Os autores evidenciam a existência de memórias longas nos mercados de ações da Europa durante a pandemia global de 2020, porém existem diferenças quanto à persistência nas rendibilidades, ou seja, o mercado espanhol mostra ser o mais eficiente, enquanto o da Áustria o menos eficiente. Aslam, Nogueiro, et al. (2020) testaram os mercados da República Checa, Hungria, Polónia, Alemanha, Itália e Espanha, no período de dezembro 2019 a maio de 2020, tendo sido dividida a amostra em três períodos (de dois meses cada). Os autores mostram que a hipótese *random walk* é rejeitada, porém estas evidências são mais acentuadas nos meses de fevereiro e março, e em menor dimensão nos meses de abril e maio. Estes achados são muito relevantes para os *players* dos mercados, pois evidência que o clima de incerteza e pessimismo é absorvido pelo mercado rapidamente.

Sakurai e Kurosaki (2020), David, Inácio, e Tenreiro Machado (2021) analisaram o impacto da pandemia global de 2020 em diversos mercados financeiros. Sakurai e Kurosaki (2020) evidenciam a existência de choques bidirecionais entre mercados, ou seja, o petróleo causa comovimentos acentuados no mercado de ações dos EUA, o que poderá colocar em causa a hipótese de diversificação de carteiras eficiente. David, Inácio, e Tenreiro Machado

(2021) analisaram a evolução dos índices bolsistas da Alemanha, França, Índia, Hong Kong, S&P 500 e DJIA em contexto de pandemia. Os autores evidenciam choques entre os mercados, porém a pandemia global de 2020 revela uma recuperação rápida nos índices bolsistas estudados em escalas de tempo de 79 dias.

### 3. Dados e Metodologia

#### 3.1. Dados

Com o propósito de analisar a integração financeira na Europa, em contexto de pandemia Covid-19, examinámos oito mercados financeiros: Portugal (*Portugal DS Market*), Espanha (*Espanha DS Market*), Grécia (*Grécia DS Market*), Irlanda (*Irlanda DS Market*), Itália (*Itália DS Market*), França (*França DS Market*), Alemanha (*Alemanha DS Market*) e Reino Unido (*Reino Unido DS Market*). O período amostral compreende dados desde 31 de dezembro de 2019 a 20 de outubro de 2020 que são obtidos junto da plataforma *Data Stream* (DS) e relativos às séries de dados Covid-19 (casos confirmados e mortes) e aos oito mercados financeiros em análise. A escolha do período em questão, é justificada pelos autores Şenol e Zeren (2020) que sugerem que o vírus teve início em dezembro de 2019 na cidade de Wuhan, China. A amostra abrange dados até outubro de 2020 por ser o período mais recente estudado e que inclui a primeira e a segunda vaga do Covid-19.

**Tabela 1 - Nome dos países e respetivos índices usados.**

Países	Índices
Portugal	Portugal DS Market
Espanha	Espanha DS Market
Grécia	Grécia DS Market
Irlanda	Irlanda DS Market
Itália	Itália DS Market
França	França DS Market
Alemanha	Alemanha DS Market
Reino Unido	Reino Unido DS Market

Fonte: Elaboração própria.

#### 3.2. Metodologia

O desenvolvimento da investigação decorreu ao longo de diversas etapas. Para caracterizar a amostra foi utilizada a estatística descritiva (média, desvio padrão, assimetria e curtose). De forma a validar resultados iremos utilizar o teste de aderência de Jarque e Bera (1980) bem como os gráficos de estabilidade aos resíduos. Com o propósito de estabilizar as

séries temporais iremos verificar a estacionariedade das séries de tempo e iremos utilizar os testes de raízes unitárias Levin, Lin, e Chu (2002), Dickey e Fuller (1981), Pierre Perron e Phillips (1988) e Clemente et al. (1998), este último para estimar as quebras de estrutura mais acentuadas durante o período amostral. De forma a responder às questões de investigação iremos utilizar o modelo Gregory and Hansen (1996) que irá estimar a integração entre as séries de dados Covid-19 (casos confirmados e mortes) e os mercados em análise, assim como o modelo *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests* para validar as relações causais entre as séries temporais.

Para a elaboração deste trabalho foram utilizadas as taxas de rendibilidades dos mercados financeiros, em detrimento dos preços originais pois estas são mais atrativas para os investidores e, também por apresentarem propriedades estatísticas mais fáceis de analisar do que os preços (Tsay, 2002). O cálculo foi efetuado através da equação:

$$R_t = \ln (P_t/P_{t-1}) \quad (1)$$

Onde:

$R_t$ - taxa de rendibilidade diária;

$P_t$ - cotação de fecho no dia  $t$ ;

$P_{t-1}$ - cotação de fecho no dia  $t-1$ ;

### 3.2.1. Caracterização da amostra

A caracterização da amostra foi realizada através da análise de medidas estatísticas como a média, o desvio padrão, e os coeficientes de assimetria ( $AS$ ) e curtose ( $K$ ).

Para o cálculo da assimetria usa-se o coeficiente de Pearson (1901),  $AS = \frac{\bar{x} - x_{mo}}{S}$  onde  $AS$  é o coeficiente de variação,  $\bar{x}$  a média,  $x_{mo}$  a moda e  $S$  o desvio padrão. No caso de  $AS = 0$  é considerada uma distribuição simétrica,  $AS > 0$  assimétrica positiva ou à direita e  $AS < 0$  assimétrica negativa ou à esquerda. Para intervalos em que  $0 < AS < 0,15$  a assimetria é fraca;  $0,15 < AS < 1$ , a assimetria é moderada e  $AS \geq 1$ , a assimetria é forte.

A medida da curtose ( $K$ ) pode ser definida como o grau de achatamento de uma distribuição em relação a uma distribuição padrão, denominada de curva normal padrão. Pode ser de três tipos: mesocúrtica, quando a distribuição é normal ( $K = 3$ ); leptocúrtica, quando a distribuição é mais pontiaguda que a normal ( $K > 3$ ) e platicúrtica, quando a distribuição é mais achatada do que o normal ( $K < 3$ ).

### 3.2.2. Teste de aderência Jarque e Bera

A estatística do teste Jarque e Bera ( $JB$ ) é uma função das medidas de assimetria ( $AS$ ) e a curtose ( $K$ ) calculadas a partir da amostra.

A função do teste JB é definida por:

$$JB = \frac{n}{6} \cdot \left( S^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right) \quad (2)$$

onde a assimetria da amostra  $S = \hat{\mu}_3 / \hat{\mu}_2^{3/2}$  é um estimador de  $\beta_1 = \mu_3 / \mu_2^{3/2}$  e a curtose da amostra  $K = \hat{\mu}_4 / \hat{\mu}_2^2$  um estimador de  $\beta_2 = \mu_4 / \mu_2^2$ ,  $\mu_2$  e  $\mu_3$  que são o segundo e terceiro momentos centrais teóricos, respetivamente, com as suas estimativas

$$\hat{\mu}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^j, j = 2, 3, 4 \quad (3)$$

sendo JB apenas a soma dos quadrados de dois normais padronizados assintoticamente independentes, isso significa que  $H_0$  deve ser rejeitado no nível  $\alpha$  se  $JB \geq \chi_1^2 - \alpha, 2$ .

### 3.2.3. Testes de raízes unitárias e raízes unitárias com quebras estruturais

Os testes de raízes unitárias servem para analisar as séries temporais quanto aos efeitos dos choques e, a estacionariedade revela-se importante determinar a fim de definir os tipos de modelos a aplicar evitando resultados espúrios. A base da estacionariedade é que as leis de probabilidade que atua no processo não mudam com o tempo. A estacionariedade é uma característica invulgar e estas séries, por norma, apresentam um tipo de tendência linear seja positiva ou negativa. Uma série temporal diz-se estacionária quando evolui aleatoriamente no tempo, revelando algum tipo de equilíbrio estável, em torno da média. Um exemplo de processo estacionário é o ruído branco. Este termo aplica-se a uma sequência de erros (ou choques), com uma série de variáveis aleatórias não correlacionadas, com média zero, variância finita e constante apresentado por  $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma^2)$ .

Assim os métodos estatísticos a serem utilizados relacionam se com os trabalhos de LLC (Levin, Lin, e Chu, 2002), ADF (Dickey e Fuller, 1981) e PP (Pierre Perron e Phillips, 1988). Para o ADF e PP vamos utilizar a transformação de Fisher (1932) para derivar testes que combinam valores individuais de raiz unitária. Neste seguimento, ainda em análise à estacionariedade, utilizaremos o teste de Clemente et al. (1998) com a intenção de estimar as quebras de estrutura mais acentuadas durante o período amostral.

O modelo de LLC é uma extensão do teste de raiz unitária de ADF. O modelo LLC mostra/evidência que os testes de raiz unitária individuais possuem um poder limitado contra hipóteses alternativas com desvios altamente persistentes do equilíbrio, o que é particularmente severo em pequenas amostras. Assim, LLC sugerem um teste de raiz unitária mais poderoso em relação à aplicação de testes individuais a cada seção transversal. Este modelo é dado por:

$$\Delta Y_{i,t} = a_i + \rho Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{pi} \theta_{i,j} \Delta Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Neste modelo a hipótese nula testada é  $H0: pi = 0$  contra a hipótese alternativa  $H1: pi < 0$

PP desenvolveram uma série de testes de raiz unitária que diferem dos testes ADF na forma como lidam com a correlação serial e heterocedasticidade dos erros. Os testes ADF usam uma auto regressão paramétrica e os testes PP ignoram qualquer correlação serial na regressão do teste. Este é definido por:

$$\Delta y_t = \beta' D_t + \pi y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

onde  $u_t$  é  $I(0)$  e pode ser heteroscedástico. Os testes de PP corrigem qualquer correlação serial e heteroscedasticidade nos erros  $u_t$  de regressão do teste modificando diretamente as estatísticas do teste  $t_{\pi=0}$  e  $T\hat{\pi}$ . Estas modificações,  $Z_t$  e  $Z_\pi$  são dadas por:

$$Z_t = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2}\right)^{\frac{1}{2}} \cdot t_{\pi=0} - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2}\right) \cdot \left(\frac{T \cdot SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2}\right) \quad (6)$$

$$Z_\pi = T\hat{\pi} - \frac{1}{2} \frac{T^2 \cdot SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} (\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (7)$$

Os termos  $\hat{\sigma}^2$  e  $\hat{\lambda}^2$  são estimativas consistentes do parâmetro de variância

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E[u_t^2] \quad (8)$$

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T E[T^{-1} S_T^2] \quad (9)$$

onde  $S_T = \sum_{t=1}^T u_t$ . A variância da amostra dos mínimos quadrados residuais  $\hat{u}_t$  é uma estimativa consistente de  $\sigma^2$  e a estimativa de variação de longo prazo de Newey-West de  $u_t$  usando  $\hat{u}_t$  é uma estimativa consistente de  $\lambda^2$ .

Sob a hipótese nula de  $\pi = 0$  as estatísticas PP  $Z_t$  e  $Z_\pi$  têm as mesmas distribuições assintóticas que o teste ADF.

Os testes Fisher-ADF e Fisher-PP utilizam os resultados de Fisher (1932) para derivar testes que combinam  $\rho$ -valores de testes de raiz unitária individuais. Definindo-se  $\pi_i$  como o  $\rho$ -valor de qualquer teste de raiz unitária individual para seção transversal  $i$ , então sob a hipótese nula de raiz unitária para todas as  $N$  seções transversais, tem-se o resultado assintótico que:

$$-2 \sum_{i=1}^n \log \pi_i \rightarrow X_{2N}^2 \quad (10)$$

Desta forma, a estatística  $X^2$  e a estatística normal padrão são empregadas utilizando-se as estatísticas individuais ADF e PP.

O teste de raiz unitária de Clemente et al. (1998) permite a identificação das possíveis quebras estruturais, bem como a data da sua ocorrência. Uma quebra estrutural implica uma mudança significativa no nível e/ou tendência de uma série temporal, que pode ter carácter permanente ou temporário. Se a série temporal é estacionária, os choques deverão ter efeitos temporários, caso contrário terão efeitos permanentes, ou seja, não recuperam o nível inicial.

Deste modo, a avaliação das quebras estruturais nesta investigação são fundamentais para fazer deduções sobre os efeitos e as suas implicações tal como o período em que ocorrem. Assim evitam-se, por exemplo, rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária, quando na verdade a série está sob efeito da quebra estrutural. Toda esta fundamentação é corroborada por diversos trabalhos (Andreou e Ghysels, 2009; J. Lee e Strazicich, 2003; Perron, 2006).

A hipótese nula testada por Clemente et al. (1998) é dada pela seguinte expressão:

$$H_0: y_t = y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + u_t \quad (11)$$

A hipótese alternativa é dada por:

$$H_1: y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DTB_{2t} + e_t \quad (12)$$

A dummy  $DTB_{it}$  representa uma variável assumindo um valor de 1 se  $t = TB_i + 1 (i = 1,2)$  e 0 em caso contrário. Temos ainda que  $DU_{it} = 1$  se  $t > TB_i$  para  $(i = 1,2)$  e 0 no caso inverso. Caso  $DU_{it} = 1$  se  $t > TB_1$  para  $i = 1,2$  e 0 no caso contrário, onde  $TB_1$  e  $TB_2$  são os períodos de tempo quando a média é modificada. Os autores defendem que  $TB_i = \lambda_i T$  ( $i = 1,2$ ) intervala entre  $0 < \lambda_1 < 1$   $\lambda_2 > \lambda_1$ .

### 3.2.4. Modelo Gregory-Hansen

Para avaliar a integração entre as séries de dados Covid-19 (casos confirmados e mortes) e os mercados financeiros da Europa, aplicamos o modelo de Gregory e Hansen (1996).

Nesse estudo, os autores preocupam-se com um modelo geral de teste, em que o vetor de integração varia com o tempo. O teste desenvolvido é considerado um complemento do teste ADF, mas também se poderá afirmar, na ótica econométrica, como uma versão multivariada do teste de Zivot e Andrews (1992).

Segundo os autores, a existência de quebras estruturais pode levar a conclusões incorretas em torno da aceitação da hipótese nula de não integração e portanto, inexistência de qualquer tipo de relação de longo prazo entre variáveis  $I(1)$ . Este teste subdivide-se em quatro modelos:

Modelo 1: Integração Standard

$$y_{1t} = \mu + \alpha y_{2t} + e_t, t = 1, \dots, n, \quad (13)$$

onde  $y_{2t}$  é  $I(t)$  e  $e_t$  é  $I(0)$ . Neste modelo, os parâmetros  $\mu$  e  $\alpha$  descrevem a dimensão  $m$  para qual o processo vetorial  $y_t$  tende ao longo do tempo. Engle e Granger (1987) descrevem a integração como um modelo útil de equilíbrio a longo prazo.

Em muitos casos, se o modelo 1 é para capturar uma relação de longo prazo, vamos querer considerar  $\mu$  e  $\alpha$  como tempo-invariante. Mas em outras aplicações, pode ser desejável pensar na integração como detendo um período (bastante longo) e, em seguida, mudando para uma nova relação de "longo prazo". O tempo desta mudança é tratado como desconhecido. A mudança estrutural seria refletida em mudanças na intersecção  $\mu$  e / ou mudanças na inclinação  $\alpha$ .

Para modelar a mudança estrutural, é útil definir a variável dummy:



$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [n\tau], \\ 1 & \text{if } t > [n\tau], \end{cases} \quad (14)$$

onde o parâmetro desconhecido  $\tau \in (0,1)$  denota a temporização (relativa) do ponto de mudança, e  $[n\tau]$  denota a parte inteira.

A mudança estrutural poderá assumir várias formas,  $m$  é o caso mais simples em que há uma mudança de nível na relação de integração, que pode ser modelada como uma mudança na intersecção  $\mu$  enquanto os coeficientes de inclinação  $\alpha$  são mantidos constantes. Isto implica que a equação de equilíbrio mudou de forma paralela. Esse modelo de mudança de nível denotado por C.

Modelo 2: Deslocamento de nível

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha y_{2t} + e_t, t \\ &= 1, \dots, n \end{aligned} \quad (15)$$

Nesta parametrização  $\mu_1$  representa a interceção antes da mudança, e  $\mu_2$  a mudança na interceção  $t$  o tempo da mudança. Também podemos introduzir uma tendência temporal no modelo de mudança de nível.

Modelo 3: Mudança de nível com tendência

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + x_t^T y_{2t} + e_t, t \\ &= 1, \dots, n. \end{aligned} \quad (16)$$

Outra mudança estrutural possível permite que o vetor de inclinação também mude. Isso permite que a relação de equilíbrio seja gerida de uma forma eficiente, assim como o deslocamento paralelo. Os autores designam a este modelo de mudança de regime.

Modelo 4: Mudança de regime

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + x_1^T y_{2t} + x_2^T y_{2t} \varphi_{t\tau} + e_t, t = 1, \dots, n \quad (17)$$

Neste caso,  $\mu_1$  e  $\mu_2$  são como no modelo de deslocamento de nível,  $\alpha_1$  denota os coeficientes de inclinação cointegrantes antes do deslocamento de regime, e  $\alpha_2$  a mudança nos coeficientes de declive.

Os métodos padrão para testar a hipótese nula de não integração (derivada no contexto do modelo 1) são baseados em resíduos. A relação de integração do candidato é estimada por mínimos quadrados ordinários (OLS), e um teste de raiz unitária é aplicado aos

erros de regressão. Em princípio, a mesma abordagem poderia ser usada para testar os modelos 2-4, se o momento da mudança de regime  $\tau$  fosse conhecido a priori. Considera-se que é improvável que tais pontos de rutura sejam conhecidos na prática sem algum apelo aos dados.

### 3.2.5. Modelo VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

De forma a analisar a significância das relações de causalidade entre os mercados em análise e as séries de dados Covid-19, isto é, se as alterações num dado mercado precedem, de forma sistemática, as alterações noutro mercado, utilizamos o modelo *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*.

A existência de tais relações, entre um dado par de mercados, no contexto do estudo sobre a integração entre mercados, conduzirá à aceitação da existência de integração de um mercado para outro, o que corresponde ao que alguns autores designam de causalidade unidirecional.

Os modelos VAR (*Vector Autoregressive*) são modelos de regressão definidos por sistemas de equações e que podem ser vistos como uma combinação de séries temporais de sistemas de equações simultâneas. É um modelo mais flexível que os modelos uni-variados, que permitem testar a direção de causalidade permitindo previsões de melhor qualidade do que nos modelos estruturais tradicionais. Os modelos VAR analisam séries temporais estacionárias, ou seja, séries com médias, variâncias e co-variâncias constantes ao longo do tempo (Sims, 1980).

O modelo VAR de ordem  $p$ , é escrito matematicamente da seguinte forma:

$$Y_t = A_0 + \sum_{p=1}^p A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Para a estimação do modelo VAR, a determinação do *lag* adequado é uma questão bastante importante, pois, se o comprimento do desfasamento é muito curto, então pode surgir autocorrelação entre os termos do erro o que leva a ineficiência dos estimadores. Por outro lado, a escolha de uma dimensão grande no *lag*, requer a utilização de um grande número de parâmetros, aumentando a complexidade do processo de estimação o que mais uma vez conduz a ineficiência.

A determinação do *lag* ótimo é feita através do teste de hipóteses

$$H_0: A_{pmax} = 0 \quad (19)$$

$$H_1: A_{pmax-1} = 0 \quad (20)$$

O *lag* ótimo é escolhido quando a hipótese nula for rejeitada. Se o processo é estacionário podem ser usados os testes Wald.

O modelo *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests* emprega a estatística de Wald, que testa se a hipótese nula de que os coeficientes das variáveis endógenas desfasadas da variável “causa” são nulos ou não “causam” no sentido Grangeriano a variável dependente. Importa contudo, realçar que o resultado deste teste apresenta uma elevada sensibilidade ao número de desfasamentos considerados no modelo, pelo que a primeira preocupação é estimar convenientemente este valor, para se poder chegar a evidências robustas (Gujarati, 2004).

De forma adicional, e para determinar o número de *lags* a incluir nos testes de causalidade, utilizamos o critério HQ (*Hannan-Quinn information criterion*) e para aferir a robustez do modelo aplicamos o *VAR Residual Serial Correlation LM Tests*.

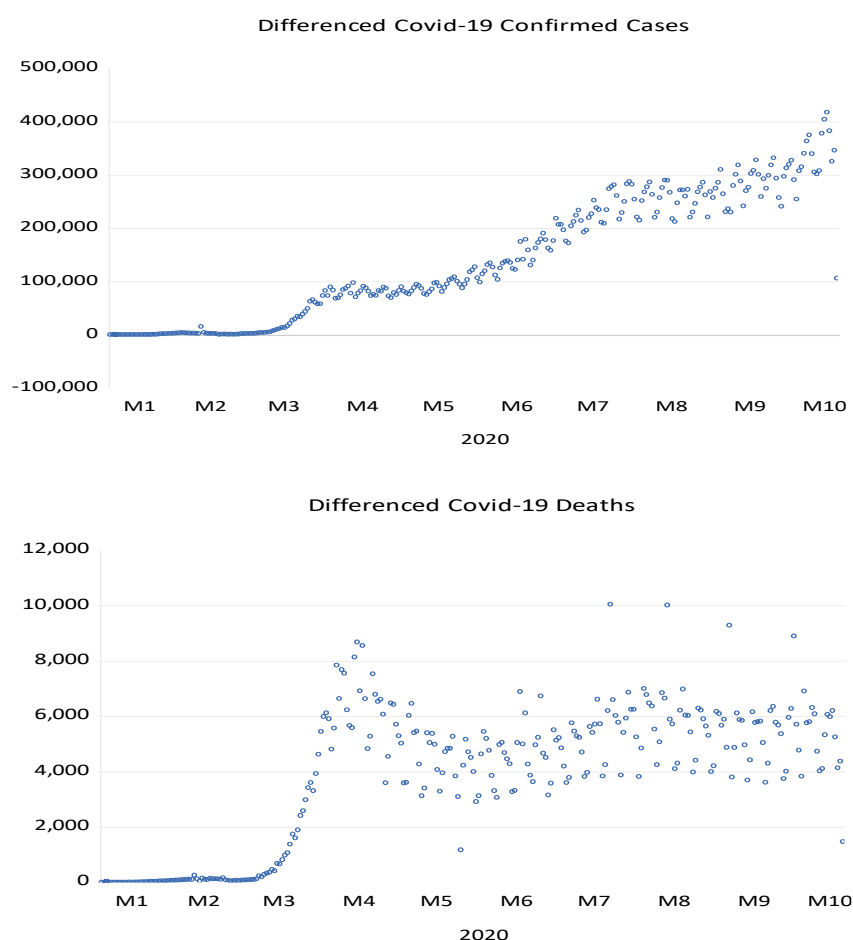
Uma outra questão fulcral nos modelos multivariados é a causalidade. Quem influencia quem, de qual forma e com qual intensidade. Os modelos VAR podem ser considerados como um meio de condução de testes de causalidade, em particular, causalidade de *Granger*. A causalidade de *Granger* implica correlação entre os valores presentes de uma variável e os valores passados de outras variáveis, não significa que mudanças numa variável impliquem mudanças numa outra variável.

Se uma variável ou um grupo de variáveis,  $Y_1$  é utilizado para a previsão de uma outra variável ou de um outro grupo de variáveis  $Y_2$ , então pode se dizer que  $Y_1$  causa *Granger* em  $Y_2$ . Nota-se que, tal causalidade pode verificar-se em ambos os sentidos (o mercado A “causa” o mercado B e, ao mesmo tempo, o mercado B “causa” o mercado A) configurando aquilo que alguns autores designam por causalidade bidirecional.

#### 4. Resultados e Discussão

A figura 1 mostra a evolução da pandemia Covid-19 em número de casos confirmados, assim como as mortes, em contexto global. A 20 de outubro de 2020 os casos confirmados já superavam os 40.5 milhões, e as mortes um milhão.

**Figura 1 - Evolução da pandemia Covid-19, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

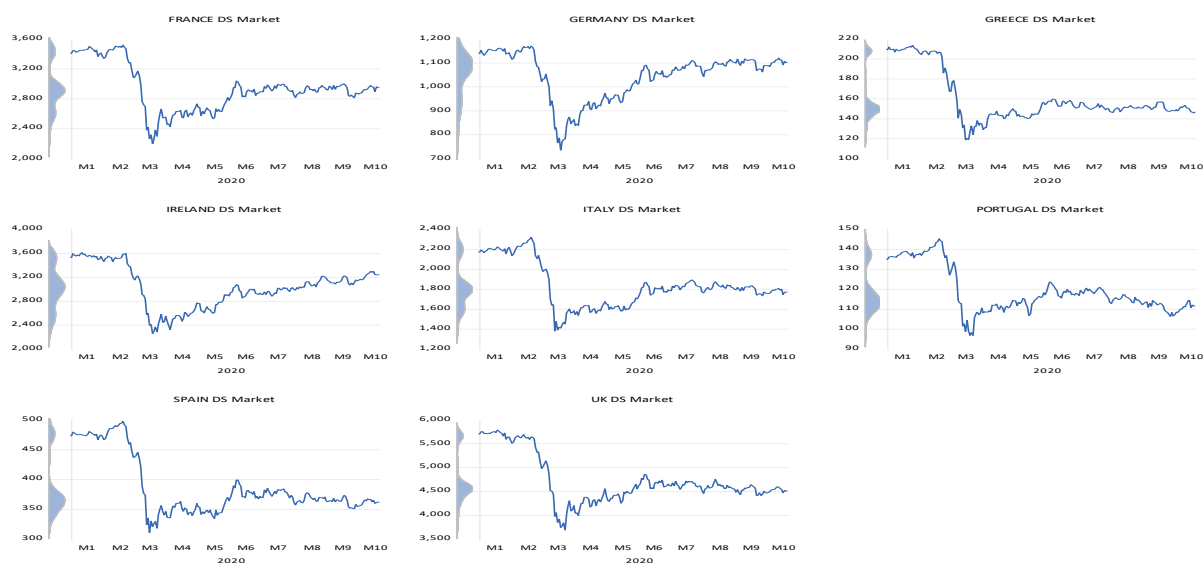


Fonte: Elaboração própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*).

A figura 2 mostra a evolução dos mercados europeus, em níveis, no período de 31 de dezembro de 2019 a 20 de outubro de 2020, designadamente os mercados de ações França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Portugal, Espanha e Reino Unido. Através da análise gráfica podemos observar que os mercados apresentam quebras de estrutura, em virtude de estarmos a analisar um período de grande complexidade nos mercados financeiros internacionais. A incerteza e o pessimismo levam a que os investidores individuais e institucionais a perderem confiança nos seus ativos e a fecharem as suas posições (longas) nos mercados mais voláteis, nomeadamente nos mercados de ações.

**Figura 2 - Evolução, em níveis, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

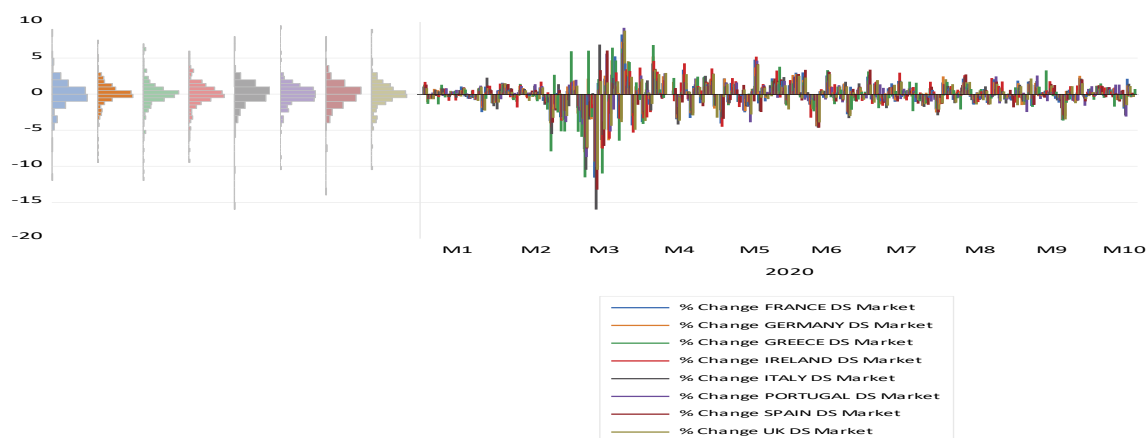


Fonte: Elaboração própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*).

A figura 3 mostra as evoluções, em % das primeiras diferenças, dos oito mercados financeiros da Europa. Em todas as séries assinala-se uma dispersão relativamente elevada em torno da média, assim como um comportamento relativamente sincronizado entre as séries de dados. Através da análise gráfica observa-se a existência de uma volatilidade elevada, especialmente nos meses de fevereiro, março e abril de 2020.

**Figura 3 - Evolução, em % das diferenças, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

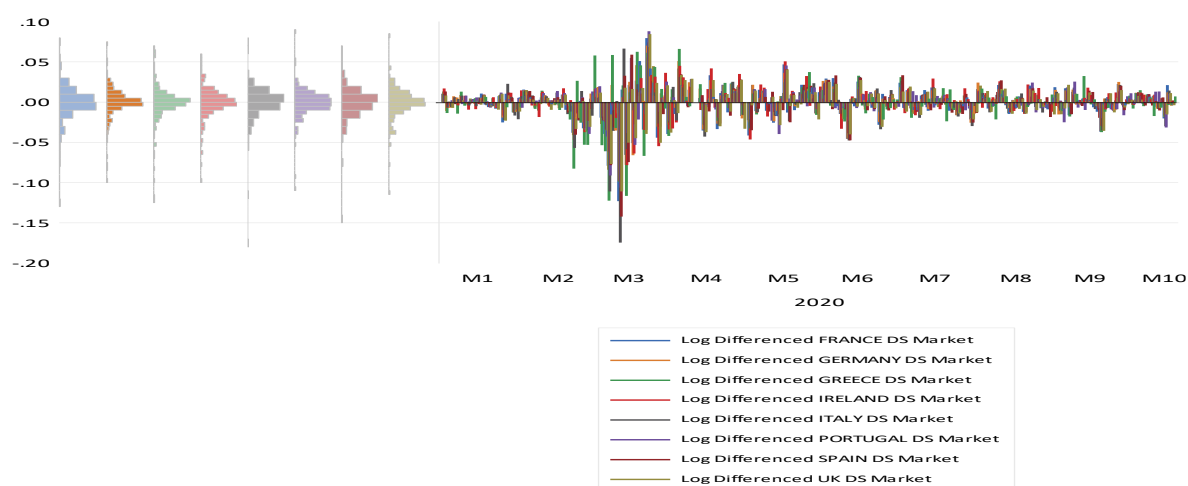


Fonte: Elaboração própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*).

A figura 4 mostra a evolução das rendibilidades dos oito mercados de ações em análise, onde observamos que as séries temporais apresentam padrões de comportamento muito semelhante durante o período amostral e que estes foram fortemente afetados pela pandemia global de 2020. Os valores dos índices sofreram fortes variações ao longo dos meses analisados. Apesar disso, quando transformamos as séries de tempo em rendibilidades, as mesmas apresentam propriedades de estacionariedade na média, dando a primeira indicação de que as séries possam ser estacionárias (média 0; variância 1). Por outro lado, a análise gráfica permite também verificar a existência de um período *bear market* entre os meses de fevereiro e abril de 2020, caracterizado por uma queda acentuada nas cotações dos índices devido á evolução da pandemia Covid-19. Adicionalmente, através da densidade de *Kernel* podemos ver que o mercado italiano é o que apresenta maior volatilidade (-15 a 5), enquanto os mercados do Reino Unido, Irlanda e Portugal apresentam menor volatilidade quando comparado com os restantes.

**Figura 4 - Evolução, das rendibilidades, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*).

A Tabela 2 mostra as principais estatísticas descritivas, em rendibilidades, dos mercados de ações da Grécia, França, Alemanha, Reino Unido, Itália, Espanha, Irlanda e Portugal, bem como o teste de aderência de Jarque e Bera. Podemos observar que as rendibilidades médias diárias de todos os mercados financeiros apresentam valores negativos, Grécia (-0.001676), França (-0.000684), Alemanha (-0.000167), Reino Unido (-0.001114), Itália (-0.000971), Espanha (-0.001265), Irlanda (-0.000404) e Portugal (-0.000902), sendo o mercado da Irlanda o que apresenta a menor. Em análise ao desvio

padrão, o mercado grego é o que apresenta o maior nível de volatilidade (0.023505) e o mercado português o menor (0.017964).

Como forma de verificar os níveis de distribuição das séries em estudo, observamos os coeficientes da assimetria e curtose que nos permitem concluir que a assimetria é negativa ou à esquerda (valores inferiores a 0) e é forte (valores superiores a 1) e os valores da curtose são muito superiores a 3 logo é leptocúrtica. Adicionalmente, os coeficientes de assimetria e de curtose são estatisticamente diferentes dos de uma distribuição normal. Para confirmar os resultados obtidos anteriormente recorreu-se ao teste de Jarque e Bera (1980) para testar a hipótese nula de normalidade da série. Como podemos observar na tabela os valores dos testes são rejeitados a um nível de significância de 1%, o que permite afirmar que as rendibilidades das séries dos mercados em análise não seguem uma distribuição normal.

**Tabela 2 - Estatísticas descritivas, em rendibilidades, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

	Grécia DS Market	França DS Market	Alemanha DS Market	Reino Unido DS Market	Itália DS Market	Espanha DS Market	Irlanda DS Market	Portugal DS Market
Média	-0.001676	-0.000684	-0.000167	-0.001114	-0.000971	-0.001265	-0.000404	-0.000902
Desvio padrão	0.023505	0.020213	0.018688	0.018983	0.021876	0.020112	0.019160	0.017964
Assimetria	-1.496335	-1.248146	-1.378521	-1.033163	-2.898200	-1.832372	-1.152074	-1.066080
Curtose	10.63903	10.88644	10.16782	10.35368	24.02187	15.42406	7.905695	13.46650
Jarque-Bera	591.7745***	601.5914***	518.5227***	512.9612***	4180.589***	1475.133***	258.2547***	1003.073***
Soma	-0.353555	-0.144286	-0.035262	-0.235026	-0.204851	-0.266997	-0.085170	-0.190323
Soma Desvio padrão	0.116023	0.085801	0.073342	0.075678	0.100493	0.084941	0.077095	0.067769
Observações	211	211	211	211	211	211	211	211

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*). Os asteriscos \*\*\* indicam significância estatística a 1%.

A figura 5 mostra os testes de estabilidade realizados aos resíduos dos mercados bolsistas da Europa, com o propósito de corroborar a presença de quebras de estrutura. A determinação da quebra de estrutura é relevante, pois tem um efeito potencialmente semelhante ao das raízes unitárias. Através da análise gráfica podemos aferir a existência de distúrbios na variância. Adicionalmente, ao examinar os gráficos e os limites de probabilidade de 95% verificamos a existência da violação dos limites das probabilidades. Assim sendo, as séries temporais evidenciam um comportamento instável.

**Figura 5 - Teste de estabilidade realizado aos resíduos, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2020 a 20/10/2020.**



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews11)



Como estamos a estimar séries temporais devemos examinar a natureza estacionária das séries de dados dos mercados de ações de Portugal, Espanha, Grécia, Irlanda, Itália França, Alemanha e Reino Unido. Os testes Levin, Lin, e Chu (2002), Dickey e Fuller (1981) e Pierre Perron e Phillips (1988) realizados, postulam a mesma hipótese nula: existência de uma raiz unitária, isto é, não estacionariedade da série. Se a hipótese nula for confirmada, significa que a série em causa é não estacionária. A intersecção dos testes de raízes unitárias mostram a estacionariedade das rendibilidades. Como podemos observar na tabela 3, a estatística  $t$  de Levin-Lin-Chu rejeita a hipótese nula de que as séries de preços seguem uma raiz unitária para um nível de significância de 1%. De forma semelhante, como mostram as tabelas 4 e 5, as estatísticas ADF-Fisher e PP-Fisher também rejeitam a hipótese nula assumindo estacionariedade. Desta forma, com séries estacionárias, estamos em condições de aplicar modelos e testes, sem correr o risco de se obter regressões espúrias.

**Tabela 3 - Teste de estacionariedade de Levin, Lin e Chu, em rendibilidades, aplicado aos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Método	Estatística		Prob.**	
Levin, Lin & Chu $t^*$	-37.6070		0.0000	

Séries	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
FRANCE DS MARKET	0.0000	1	14	209
GERMANY DS MARKET	0.0000	1	14	209
GREECE DS MARKET	0.0000	0	14	210
IRELAND DS MARKET	0.0000	0	14	210
ITALY DS MARKET	0.0000	1	14	209
PORTUGAL DS MARKET	0.0000	0	14	210
SPAIN DS MARKET	0.0000	1	14	209
UK DS MARKET	0.0000	0	14	210

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*). \*\* Probabilidades para testes de Fisher são calculadas usando uma distribuição assintótica de qui-quadrado. Todos os outros testes assumem normalidade assintótica.

**Tabela 4 - Teste de estacionariedade de ADF-Fisher, em rendibilidades, aplicado aos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Método	Estatística	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	645.334	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-23.9782	0.0000

Séries	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
FRANCE DS MARKET	0.0000	1	14	209
GERMANY DS MARKET	0.0000	1	14	209
GREECE DS MARKET	0.0000	0	14	210
IRELAND DS MARKET	0.0000	0	14	210
ITALY DS MARKET	0.0000	1	14	209
PORTUGAL DS MARKET	0.0000	0	14	210
SPAIN DS MARKET	0.0000	1	14	209
UK DS MARKET	0.0000	0	14	210

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*). \*\* Probabilidades para testes de Fisher são calculadas usando uma distribuição assintótica de qui-quadrado. Todos os outros testes assumem normalidade assintótica.

**Tabela 5 - Teste de estacionariedade de PP-Fisher, em rendibilidades, aplicado aos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Método	Estatística	Prob.**
PP - Fisher Chi-square	891.213	0.0000
PP - Choi Z-stat	-28.9646	0.0000

Séries	Prob.	Bandwidth	Obs
FRANCE DS MARKET	0.0000	6.0	210
GERMANY DS MARKET	0.0000	6.0	210
GREECE DS MARKET	0.0000	1.0	210
IRELAND DS MARKET	0.0000	5.0	210
ITALY DS MARKET	0.0000	7.0	210
PORTUGAL DS MARKET	0.0000	4.0	210
SPAIN DS MARKET	0.0000	6.0	210
UK DS MARKET	0.0000	5.0	210

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*). \*\* Probabilidades para testes de Fisher são calculadas usando uma distribuição assintótica de qui-quadrado. Todos os outros testes assumem normalidade assintótica.

Todavia devemos evidenciar as defasagens dos testes, que sugerem que as séries temporais poderão não ser estáveis e, face a este indício iremos realizar o teste de Clemente et al. (1998) que analisa a estacionariedade com quebras de estrutura. A tabela 6 e a figura 6 mostram os resultados do teste de Clemente et al. (1998) respeitantes aos mercados de ações de Portugal (09/03/2020), França (16/03/2020), Irlanda (21/03/2020), Itália (17/01/2020), Reino Unido (12/03/2020), Grécia (09/03/2020), Alemanha (16/03/2020) e Espanha (16/03/2020), que identifica quebras de estrutura, na maioria em março de 2020, decorrentes da pandemia global (Covid-19). Isto mostra que a pandemia tem um impacto muito significativo nestes mercados financeiros. Estes achados são corroborados pelos autores Liu, Manzoor, Wang, Zhang e Manzoor (2020) que evidenciam quebras de estrutura significativas decorrentes do surto Covid-19.

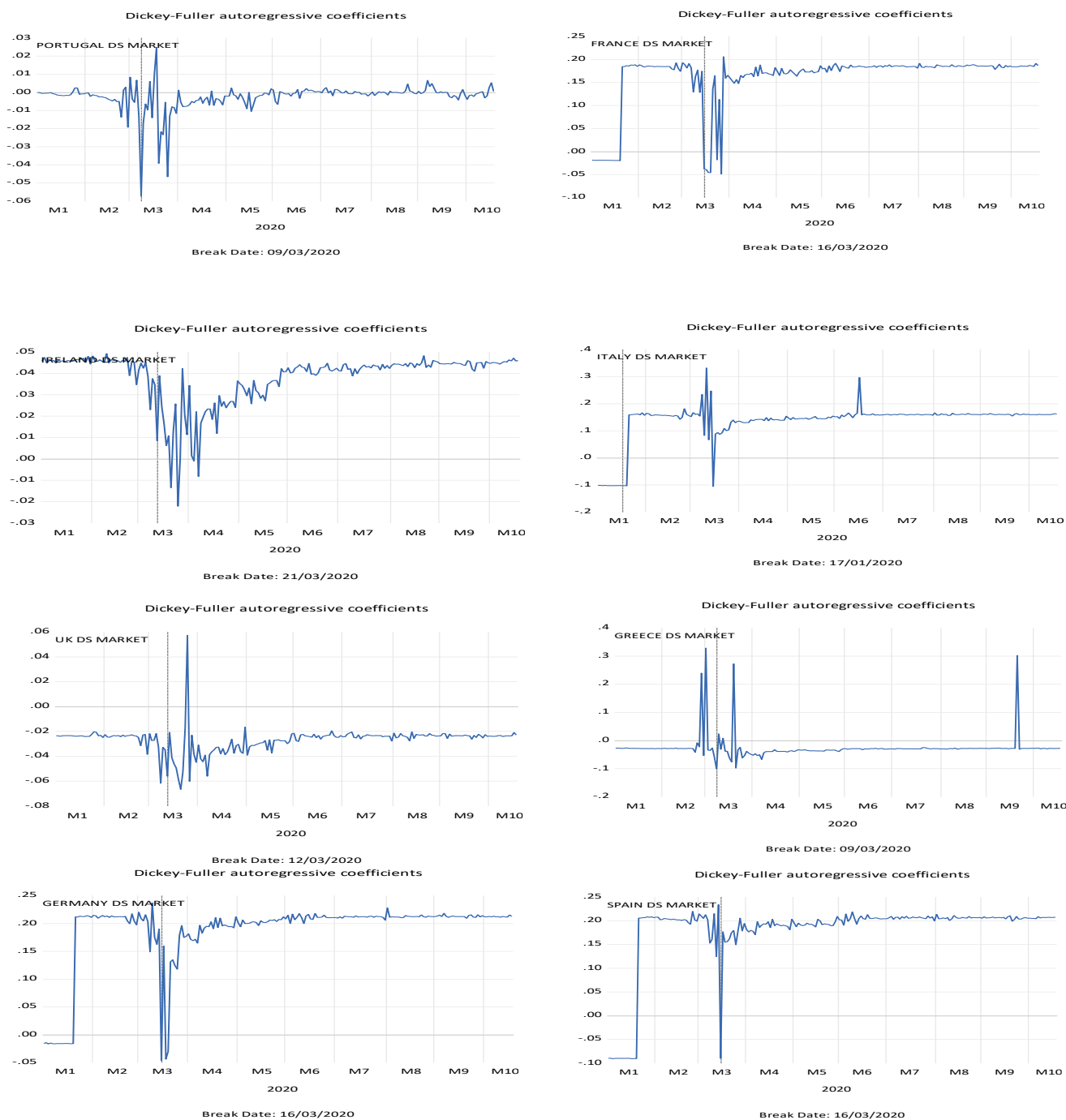
**Tabela 6 - Testes de raízes unitárias com quebras estruturais de Clemente, em rendibilidades, referentes aos 8 mercados financeiros da Europa, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Mercado	Estatística t	Data da quebra
Portugal DS Market	-16.01(0)***	09/03/2020
França DS Market	-15.28(0)***	16/03/2020
Irlanda DS Market	-15.22(0)***	21/03/2020
Itália DS Market	-15.92(0)***	17/01/2020
Reino Unido DS Market	-16.61(0)***	12/03/2020
Grécia DS Market	-16.79(0)***	09/03/2020
Alemanha DS Market	-15.75(0)***	16/03/2020
Espanha DS Market	-16.13(0)***	16/03/2020

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*). Os valores laterais representam as defasagens do teste. Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

**Figura 6 - Testes de raízes unitárias com quebras estruturais de Clemente, em rendibilidades, referentes aos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*).

Na tabela 7 são exibidos os resultados do teste de Gregory e Hansen (1996), que mostra as sincronizações entre os dados de Covid-19 (casos confirmados), Covid-19 (mortes) e os mercados financeiros da Europa. Os dados de Covid-19 (casos confirmados) integram com a série de dados Covid-19 (mortes) e o mercado da Irlanda. Contudo, a série de dados Covid-19 (mortes) apenas está sincronizada com os dados de Covid-19 (casos confirmados). Apesar do impacto da pandemia global de 2020 na economia global, assim como nos mercados financeiros internacionais, podemos verificar que as flutuações das séries temporais Covid-19 não sincronizam com os mercados de ações da Europa. Estes achados são muito relevantes, pois evidenciam que as séries de tempo não integram no longo prazo.

**Tabela 7 - Testes de Gregory-Hansen, referente às séries Covid-19, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
Covid-19 (casos) / Covid-19 (mortes)	-5.00**	Regime	5	23/07/2020	Integração
Covid-19 (casos) / Espanha DS Market	-4.07	Regime	2		Não Integração
Covid-19 (casos) / Grécia DS Market	-2.15	Tendência	0		Não Integração
Covid-19 (casos) / Itália DS Market	-3.43	Regime	0		Não Integração
Covid-19 (casos) / França DS Market	-2.47	Tendência	0		Não Integração
Covid-19 (casos) / Irlanda DS Market	-5.82***	Regime	2	04/06/2020	Integração
Covid-19 (casos) / Portugal DS Market	-4.02	Regime	2		Não Integração
Covid-19 (casos) / Reino Unido DS Market	-4.11	Regime	0		Não Integração
Covid-19 (casos) / Alemanha DS Market	-2.63	Tendência	0		Não Integração
Covid-19 (mortes) / Covid-19 (casos)	-9.14***	Tendência	0	22/05/2020	Integração
Covid-19 (mortes) / Espanha DS Market	-4.56	Tendência	5		Não Integração
Covid-19 (mortes) / Grécia DS Market	-4.18	Tendência	5		Não Integração
Covid-19 (mortes) / Alemanha DS Market	-4.09	Tendência	2		Não Integração
Covid-19 (mortes) / França DS Market	-4.46	Tendência	2		Não Integração
Covid-19 (mortes) / Irlanda DS Market	-4.10	Tendência	1		Não Integração
Covid-19 (mortes) / Itália DS Market	-4.62	Tendência	5		Não Integração
Covid-19 (mortes) / Reino Unido DS Market	-4.20	Tendência	0		Não Integração
Covid-19 (mortes) / Portugal DS Market	-3.85	Tendência	5		Não Integração

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Nas tabelas 8 a 15 podemos ver os resultados globais do teste de integração de Gregory e Hansen (1996), entre os mercados de ações da Alemanha, Espanha, França, Grécia, Irlanda, Itália, Portugal e Reino Unido. Da análise global podemos verificar que a maioria dos mercados apresentam integrações acentuadas, nomeadamente 49 pares de mercados apresentam integração (em 56 possíveis). Face a estes resultados a hipótese de diversificação de carteiras poderá ser colocada em causa.

Na **tabela 8** podemos observar a tabela de integração do mercado de ações da Alemanha que apresenta 6 integrações (em 7 possíveis), ou seja, integra com todos os seus pares, com exceção feita ao mercado de ações da Irlanda. De forma complementar podemos verificar que as quebras de estrutura ocorrem nas datas 08/04/2020, 07/04/2020, 07/07/2020, 12/02/2020 e 26/08/2020. Estes achados vão ao encontro das evidências dos Salisu, Ndako, Adediran, e Swaray (2020) que analisaram os mercados islâmicos.

**Tabela 8 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado alemão, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
Alemanha DS Market / Espanha DS Market	-5.33*	Regime/Tendência	2	08/04/2020	Integração
Alemanha DS Market / França DS Market	-5.29*	Regime/Tendência	5	07/04/2020	Integração
Alemanha DS Market / Grécia DS Market	-6.54***	Regime/Tendência	0	07/07/2020	Integração
Alemanha DS Market / Irlanda DS Market	-4.70	Regime/Tendência	0		Interdependência
Alemanha DS Market / Itália DS Market	-6.45***	Regime/Tendência	0	07/04/2020	Integração
Alemanha DS Market / Portugal DS Market	-6.26***	Tendência	1	12/02/2020	Integração
Alemanha DS Market / Reino Unido DS Market	-7.91***	Regime/Tendência	0	26/08/2020	Integração

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -h5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Na **tabela 9** podemos observar os resultados do mercado espanhol com os seus pares e podemos verificar a existência de 7 integrações (em 7 possíveis), podendo constatar-se que as quebras ocorrem a 01/04/2020, 12/02/2020, 10/03/2020, 03/06/2020, 16/03/2020 e 05/03/2020, estes resultados são acompanhados pelos autores Qizam, Ardiansyah, e Qoyum (2020) que mostram que os mercados de ações ASEAN continuam altamente integrados, no período pós crise financeira.

**Tabela 9 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado espanhol, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
Espanha DS Market / Alemanha DS Market	-5.49*	Regime/Tendência	2	01/04/2020	Integração
Espanha DS Market / França DS Market	-4.93*	Tendência	0	12/02/2020	Integração
Espanha DS Market / Grécia DS Market	-5.43*	Regime/Tendência	0	10/03/2020	Integração
Espanha DS Market / Irlanda DS Market	-4.85*	Regime	2	03/06/2020	Integração
Espanha DS Market / Itália DS Market	-5.18**	Tendência	0	16/03/2020	Integração
Espanha DS Market / Portugal DS Market	-5.12**	Regime	2	05/03/2020	Integração
Espanha DS Market / Reino Unido DS Market	-5.43*	Regime/Tendência	0	13/04/2020	Integração

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela 10 podemos observar os resultados do mercado francês com os seus pares e podemos verificar a existência de 5 integrações (em 7 possíveis), ou seja, integra com todos os seus pares, com exceção feita ao mercado de ações da Irlanda e do Reino Unido. De forma complementar podemos constatar que as quebras ocorrem a 05/03/2020, 12/02/2020, 19/02/2020, 27/08/2020 e 13/08/2020. Estes resultados são acompanhados pelos autores Alotaibi e Mishra (2016) que mostram a integração financeira nos mercados do Golfo Pérsico com exceção feita ao mercado da Arábia Saudita.

**Tabela 10 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado francês, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
França DS Market / Alemanha DS Market	-5.05**	Regime	3	05/03/2020	Integração
França DS Market / Espanha DS Market	-4.80*	Tendência	0	12/02/2020	Integração
França DS Market / Grécia DS Market	-5.48***	Tendência	0	19/02/2020	Integração
França DS Market / Irlanda DS Market	-4.35	Regime	3		Interdependência
França DS Market / Itália DS Market	-5.36**	Regime	0	27/08/2020	Integração
França DS Market / Portugal DS Market	-5.33**	Tendência	1	13/08/2020	Integração
França DS Market / Reino Unido DS Market	-4.41	Tendência	0		Interdependência

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela 11 podemos observar os resultados do mercado grego com os seus pares e podemos verificar a existência de 7 integrações (em 7 possíveis), podendo constatar-se que as quebras ocorrem a 24/02/2020, 13/03/2020 e 07/04/2020, estes resultados são acompanhados pelos autores Moagar-Poladian, Clichici e Stanciu (2019) que mostram níveis significativos de integração durante a crise financeira nos mercados da Europa Central e Oriental.

**Tabela 11 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado grego, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
Grécia DS Market / Alemanha DS Market	-6.55***	Regime/Tendência	0	24/02/2020	Integração
Grécia DS Market / Espanha DS Market	-6.00***	Regime/Tendência	0	24/02/2020	Integração
Grécia DS Market / França DS Market	-6.70***	Regime/Tendência	0	24/02/2020	Integração
Grécia DS Market / Irlanda DS Market	-6.72***	Regime/Tendência	0	13/03/2020	Integração
Grécia DS Market / Itália DS Market	-6.11***	Regime/Tendência	0	07/04/2020	Integração
Grécia DS Market / Portugal DS Market	-6.93***	Regime/Tendência	0	24/02/2020	Integração
Grécia DS Market / Reino Unido DS Market	-7.70***	Regime/Tendência	0	24/02/2020	Integração

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Na tabela 12 podemos observar os resultados do mercado irlandês com os seus pares e podemos verificar a existência de 5 integrações (em 7 possíveis), ou seja, integra com todos os seus pares, com exceção feita ao mercado de ações de França e Itália. De forma complementar podemos constatar que as quebras ocorrem a 10/03/2020, 27/05/2020, 13/03/2020, 06/03/2020 e 26/05/2020. Estes resultados são acompanhados pelos autores Jawadi, Chlibi, e Cheffou (2019) que evidenciam a integração entre os mercados do EUA, do G6, BRIC e MENA.



**Tabela 12 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado irlandês, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
Irlanda DS Market / Alemanha DS Market	-4.98*	Tendência	0	10/03/2020	Integração
Irlanda DS Market / Espanha DS Market	-4.86*	Regime	2	27/05/2020	Integração
Irlanda DS Market / França DS Market	-4.43	Tendência	5		Interdependência
Irlanda DS Market / Grécia DS Market	-6.90***	Tendência	1	13/03/2020	Integração
Irlanda DS Market / Itália DS Market	-4.49	Regime	3		Interdependência
Irlanda DS Market / Portugal DS Market	-5.09**	Tendência	1	06/03/2020	Integração
Irlanda DS Market / Reino Unido DS Market	-4.69*	Regime	2	26/05/2020	Integração

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela 13 podemos observar os resultados do mercado italiano com os seus pares e podemos verificar a existência de 5 integrações (em 7 possíveis), ou seja, integra com todos os seus pares, com exceção feita ao mercado de ações da Irlanda e do Reino Unido. De forma complementar podemos constatar que as quebras ocorrem a 04/03/2020, 16/03/2020, 12/02/2020 e 10/06/2020, estes resultados são acompanhados pelos autores Özer, Kamışlı, e Kamışlı (2016) que analisaram os mercados da Alemanha, Áustria, República Checa, Croácia, Lituânia e Grécia, e mostram as sincronizações entre mercados no curto e longo prazo.

**Tabela 13 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado italiano, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
Itália DS Market / Alemanha DS Market	-4.96**	Regime	3	04/03/2020	Integração
Itália DS Market / Espanha DS Market	-4.81*	Tendência	0	16/03/2020	Integração
Itália DS Market / França DS Market	-5.52***	Tendência	0	12/02/2020	Integração
Itália DS Market / Grécia DS Market	-4.94*	Tendência	0	12/02/2020	Integração
Itália DS Market / Irlanda DS Market	-4.24	Regime	3		Interdependência
Itália DS Market / Portugal DS Market	-6.10***	Regime	1	10/06/2020	Integração
Itália DS Market / Reino Unido DS Market	-4.50	Tendência	0		Interdependência

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela **14** podemos observar os resultados do mercado português com os seus pares e podemos verificar a existência de 7 integrações (em 7 possíveis), podendo constatar-se que as quebras ocorrem a 12/02/2020, 05/06/2020, 21/08/2020, 18/02/2020, 04/06/2020, 08/07/2020 e 01/06/2020. Estes resultados são acompanhados pelos autores Ranjan Dasgupta (2016) que sugere que os mercados BRIC apresentam níveis muito acentuados de integração.

**Tabela 14 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado português, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
Portugal DS Market / Alemanha DS Market	-6.39***	Tendência	1	12/02/2020	Integração
Portugal DS Market / Espanha DS Market	-5.16**	Regime	1	05/06/2020	Integração
Portugal DS Market / França DS Market	-5.38**	Tendência	1	21/08/2020	Integração
Portugal DS Market / Grécia DS Market	-5.00**	Regime	0	18/02/2020	Integração
Portugal DS Market / Irlanda DS Market	-5.23**	Regime	1	04/06/2020	Integração
Portugal DS Market / Itália DS Market	-6.05***	Regime	1	08/07/2020	Integração
Portugal DS Market / Reino Unido DS Market	-5.02**	Regime	0	01/06/2020	Integração

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Na tabela **15** podemos observar os resultados do mercado do reino unido com os seus pares e podemos verificar a existência de 7 integrações (em 7 possíveis), podendo constatar-se que as quebras ocorrem a 26/08/2020, 13/04/2020, 23/04/2020, 27/08/2020, 19/03/2020, 13/04/2020 e 06/04/2020. Estes resultados são acompanhados pelos autores Jouini, Majdoub, e Bouhouch (2013) que observaram níveis de integração acentuados entre os mercados de ações de países emergentes.

**Tabela 15 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao mercado do reino unido, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
Reino Unido DS Market / Alemanha DS Market	-7.97***	Regime/Tendência	0	26/08/2020	Integração
Reino Unido DS Market / Espanha DS Market	-6.19***	Regime/Tendência	0	13/04/2020	Integração
Reino Unido DS Market / França DS Market	-5.52**	Regime/Tendência	0	23/04/2020	Integração
Reino Unido DS Market / Grécia DS Market	-7.07***	Regime/Tendência	0	27/08/2020	Integração
Reino Unido DS Market / Irlanda DS Market	-5.69**	Regime/Tendência	0	19/03/2020	Integração
Reino Unido DS Market / Itália DS Market	-6.46***	Regime/Tendência	1	13/04/2020	Integração
Reino Unido DS Market / Portugal DS Market	-8.00***	Regime/Tendência	1	06/04/2020	Integração

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Para analisar a significância das relações de causalidade entre os mercados financeiros em análise aplicou-se o modelo *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*. Para determinar o número de lags a incluir nos testes de causalidade, utilizámos o modelo *VAR Lag order Selection Criteria*, que contempla os critérios de informação LR: *sequential modified LR test statistic*, FPE: *Final prediction error*, AIC: *Akaike information criterion*, SC: *Schwarz information criterion*, HQ: *Hannan-Quinn information criterion*. Na tabela 16 podemos observar os resultados do *VAR Lag order Selection Criteria* que evidência que os critérios de informação LR, FPE, AIC, HQ sugerem 10 desfasamentos, para validar os resultados iremos estimar o modelo de autocorrelação dos resíduos (*VAR Residual Serial Correlation LM*).

**Tabela 16 - VAR Lag order Selection Criteria.**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	5629.822	NA	2.46e-37	-55.91863	-55.75428	-55.85213
1	5897.430	505.9254	4.64e-38	-57.58637	-55.77859*	-56.85486*
2	6051.950	276.7533	2.71e-38	-58.12886	-54.67765	-56.73235
3	6167.400	195.2887	2.37e-38	-58.28259	-53.18794	-56.22108
4	6272.410	167.1794	2.33e-38	-58.33244	-51.59435	-55.60592
5	6388.311	172.9872	2.10e-38	-58.49066	-50.10914	-55.09913
6	6479.088	126.4549	2.50e-38	-58.39889	-48.37393	-54.34235
7	6591.972	146.0192	2.49e-38	-58.52709	-46.85869	-53.80555
8	6730.542	165.4568	2.00e-38	-58.91087	-45.59904	-53.52433
9	6875.528	158.6908	1.60e-38	-59.35849	-44.40323	-53.30694
<b>10</b>	7015.120	<b>138.8980*</b>	<b>1.45e-38*</b>	<b>-59.75244*</b>	-43.15375	<b>-53.03589*</b>

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*).

Na Tabela 17 podemos verificar os resultados do *VAR Residual Serial Correlation LM Tests*, realizámos uma estimação VAR com 10 lags, e em seguida realizamos o teste de autocorrelação a 11 desfasamentos. A hipótese nula não foi rejeitada, o que comprova que o modelo não apresenta autocorrelação nos resíduos, o que indicia que o modelo apresenta uma estimação robusta.

**Tabela 17 - VAR Residual Serial Correlation LM Tests.**

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	119.9524	100	0.0849	1.218269	(100, 591.8)	0.0875
2	147.4519	100	0.0014	1.531185	(100, 591.8)	0.0015
3	144.9254	100	0.0022	1.501873	(100, 591.8)	0.0024
4	110.7744	100	0.2169	1.116787	(100, 591.8)	0.2214
5	131.1483	100	0.0200	1.344048	(100, 591.8)	0.0209
6	85.69360	100	0.8453	0.846766	(100, 591.8)	0.8483
7	107.7003	100	0.2816	1.083121	(100, 591.8)	0.2868
8	127.8301	100	0.0317	1.306542	(100, 591.8)	0.0330
9	141.0025	100	0.0044	1.456587	(100, 591.8)	0.0046
10	122.3678	100	0.0638	1.245220	(100, 591.8)	0.0660
11	<b>100.5163</b>	<b>100</b>	<b>0.4667</b>	<b>1.005069</b>	<b>(100, 591.8)</b>	<b>0.4724</b>

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*).

A tabela 18 mostra os resultados dos testes de causalidade de *Granger/Block Exogeneity Wald Tests* referentes aos dados do Covid-19 (casos confirmados e mortes) e os mercados de ações Grécia, França, Alemanha, Reino Unido, Itália, Espanha, Irlanda e Portugal. Os resultados evidenciam duas relações causais bidirecionais entre os casos confirmados e as mortes decorrentes do vírus Covid-19. De forma complementar verificamos que as séries de dados Covid-19 (casos e mortes) não causam os mercados de ações, ou seja, não existem relações de curto prazo entre a evolução dos dados Covid-19 e os mercados de ações, o que valida os resultados de Gregory-Hansen no que concerne a relações estacionárias de longo prazo.

**Tabela 18 - Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests, das séries Covid-19, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

	Covid-19 (casos)	Covid-19 (mortes)
Covid-19 (casos)	*****	9.34(10)***
Covid-19 (mortes)	38.12(10)***	*****
Grécia DS Market	0.95(10)	0.28(10)
França DS Market	0.22(10)	0.29(10)
Alemanha DS Market	0.27(10)	0.25(10)
Reino Unido DS Market	0.26(10)	0.28(10)
Itália DS Market	0.53(10)	0.55(10)
Espanha DS Market	0.30(10)	0.19(10)
Irlanda DS Market	0.52(10)	0.21(10)
Portugal DS Market	0.34(10)	0.15(10)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*). Os mercados em coluna “causam” os mercados em linha. Os valores laterais entre parênteses referem-se a atrasos. \*\*\*. \*\*. \*. representam significância a 1%. 5% e 10%, respetivamente.

Na tabela **19** são apresentados os resultados dos testes de causalidade de *Granger/Block Exogeneity Wald Tests* entre os mercados de ações de Grécia, França, Alemanha, Reino Unido, Itália, Espanha, Irlanda e Portugal. Os resultados obtidos sugerem a existência de 45 relações de causalidade no sentido Grangeriano (em 56 possíveis). Os mercados de França, Irlanda e Espanha são os que apresentam o maior nível de causalidades com os seus pares (7 em 7 possíveis). Adicionalmente o mercado de Itália e do Reino Unido exibem 6 em 6 possíveis, seguidos dos mercados grego (5 em 7 possíveis), português (4 em 7 possíveis) e alemão (3 em 7 possíveis). Estes achados permitem evidenciar que o pressuposto da hipótese de eficiência dos mercados poderá ser questionável, uma vez que a previsão do movimento de determinado mercado pode ser melhorada se considerados os movimentos desfasados dos restantes mercados, possibilitando assim a ocorrência de operações de arbitragem. Estes achados são validados pelos autores Tilfani, Ferreira, Dionisio, e Youssef El Boukfaoui (2020), Rico Belda (2020), Hatipoglu (2020) que evidenciam causalidades acentuadas entre os mercados de ações analisados.

**Tabela 19 - Testes de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests, dos 8 mercados financeiros, no período de 31/12/2019 a 20/10/2020.**

	Grécia	França	Alemanha	Reino Unido	Itália	Espanha	Irlanda	Portugal
Grécia	*****	2.85(10)***	2.90(10)***	1.60(10)	5.19(10)***	4.14(10)***	1.59(10)	3.17(10)***
França	4.60(10)***	*****	3.14(10)***	2.95(10)***	4.38(10)***	2.48(10)***	1.94(10)**	1.98(10)**
Alemanha	3.31(10)***	1.59(10)	*****	1.18(10)	4.37(10)***	2.31(10)**	0.96(10)	1.53(10)
Reino Unido	4.05(10)***	3.39(10)***	2.64(10)***	*****	5.27(10)***	2.84(10)***	1.42(10)	2.34(10)**
Itália	5.32(10)	1.67(10)*	4.04(10)***	3.73(10)***	*****	1.68(10)*	2.08(10)**	1.69(10)*
Espanha	5.29(10)***	1.65(10)*	3.16(10)***	3.30(10)***	2.69(10)***	*****	2.45(10)***	1.98(10)**
Irlanda	4.27(10)***	2.48(10)***	2.92(10)***	2.09(10)**	5.27(10)***	3.94(10)***	*****	3.98(10)***
Portugal	4.39(10)***	1.20(10)	1.69(10)*	1.32(10)	3.39(10)***	1.78(10)*	0.84(10)	*****

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews11*). Os mercados em coluna “causam” os mercados em linha. Os valores laterais entre parênteses referem-se a atrasos. \*\*\*. \*\*. \*. representam significância a 1%. 5% e 10%, respetivamente.

## 5. Conclusão

Esta dissertação teve como objetivo analisar a relação entre o Covid-19 (casos confirmados e mortes), e os mercados financeiros de Portugal, Espanha, Grécia, Irlanda, Itália, França, Alemanha e Reino Unido, no período de 31 de dezembro de 2019 a 20 de outubro de 2020. Para realizar esta análise foram empreendidas diferentes abordagens com vista a analisar duas questões de investigação, designadamente em saber, se: a evolução das séries de tempo Covid-19 (casos confirmados e mortes) estão sincronizados com os mercados de ações da Europa em análise?. A verificar-se níveis acentuados de integração haverá em simultâneo choques acentuados que coloquem em causa a diversificação de carteiras?.

Para o efeito realizámos dois testes econométricos com essa finalidade. Para responder à primeira questão de investigação estimamos o modelo de Gregory-Hansen, que valida a integração com mudanças de regime. Já para responder à segunda questão modelamos o *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Test*, para verificar as relações causais entre as séries temporais, isto é, se as alterações num dado mercado precedem, de forma sistemática, as alterações noutra mercado.

Em relação ao primeiro teste, os resultados mostram que os dados de Covid-19 (casos confirmados) integram com a série de dados Covid-19 (mortes) e o mercado da Irlanda. Contudo, a série de dados Covid-19 (mortes), apenas está sincronizada com os dados de

Covid-19 (casos confirmados). Adicionalmente verificamos que existem 49 pares de mercados integrados (em 56 possíveis). Os mercados de Espanha, Grécia, Portugal e Reino Unido são os índices que mais integram com os seus pares, mostrando 7 integrações (em 7 possíveis). O mercado alemão apresenta 6 integrações (em 7 possíveis) seguido dos mercados de França, Irlanda e Itália que exibem 5 integrações (em 7 possíveis) com os seus pares. Estes resultados validam parcialmente a primeira questão de investigação, ou seja, existem integrações acentuadas entre mercados de ações, mas não com a evolução dos casos Covid-19. Estes achados mostram que a diversificação de carteiras poderá ser colocada em causa devido ao nível acentuado de integrações.

Os resultados do segundo teste evidenciam duas relações causais bidirecionais entre os casos confirmados e as mortes decorrentes das séries de dados Covid-19. Contudo, não se verificaram choques entre os dados Covid-19 (casos e mortes) e os mercados de ações da Europa. Adicionalmente verificámos a existência de 45 causalidades no sentido Grangeriano entre os oito mercados de ações da Europa em análise (em 56 possíveis). Os mercados de França, Irlanda e Espanha são os que apresentam o maior nível de causalidades com os seus pares (7 em 7 possíveis). Adicionalmente o mercado de Itália e do Reino Unido exibem 6 em 6 possíveis, seguidos dos mercados gregos (5 em 7 possíveis), portugueses (4 em 7 possíveis) e alemão (3 em 7 possíveis). Estes resultados corroboram em parte a segunda questão de investigação, ou seja, existem relações de curto prazo acentuadas entre mercados, mas não entre as séries Covid-19. Estes achados vão ao encontro dos resultados do primeiro teste que evidenciam relações estacionárias de longo prazo entre mercados. Porém, essa evidência não se concretiza com as séries Covid-19.

A conclusão geral a reter e sustentada nos resultados obtidos, através dos testes efetuados com modelos econométricos, mostram que as séries de dados Covid-19 não sincronizam com os mercados de ações, quer no longo ou curto prazo. Também verificámos a existência de relações de longo e curto prazo entre os mercados de ações analisados. Estes achados mostram que a hipótese de eficiência dos mercados poderá ser questionável, uma vez que a previsão do movimento de determinado mercado pode ser melhorada se considerados os movimentos desfasados dos restantes mercados, possibilitando assim a ocorrência de operações de arbitragem. Em jeito de conclusão consideramos que a pandemia global de 2020 afeta as propriedades de memória dos mercados analisados. Estas conclusões são relevantes para os reguladores e supervisores, assim como, para os investidores individuais e institucionais que operam nestes mercados regionais, quando pretenderem maximizar a rendibilidade e a diversificação das suas carteiras.

## Linhas de investigação futuras

No que concerne a sugestões para futuras investigações, pensamos que as mesmas deveriam passar por utilizar dados intradiários, com a intenção de obter resultados mais robustos sobre as relações estacionárias de longo prazo. Para enriquecer a investigação poderemos incorporar variáveis macroeconómicas e financeiras, com o propósito de ajudar a explicar se os fenómenos que ocorrem nos mercados financeiros causam choques nas variáveis económicas domésticas de cada país. Por fim, podemos ainda alargar a amostra a mercados de outras regiões sejam os mesmos desenvolvidos, emergentes ou de fronteira, assim como cruzar com os mercados de *commodities* e de câmbios para identificar eventuais sincronizações no âmbito da eficiência, bem como na hipótese de diversificação de carteiras no âmbito internacional.

## Bibliografia

- Abu-Alkheil, A., Khan, W. A., Parikh, B., & Mohanty, S. K. (2016). Dynamic co-integration and portfolio diversification of Islamic and conventional indices: Global evidence. In *Quarterly Review of Economics and Finance*. Board of Trustees of the University of Illinois. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2017.02.005>
- Al Nasser, O. M., & Hajilee, M. (2016). Integration of emerging stock markets with global stock markets. *Research in International Business and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.09.025>
- Alexandre, P., Dias, R., & Heliodoro, P. (2020). EUROPEAN FINANCIAL MARKET INTEGRATION: A CLOSER LOOK AT GOVERNMENT BONDS IN EUROZONE COUNTRIES. *Balkans Journal of Emerging Trends in Social Sciences*. <https://doi.org/10.31410/balkans.jetss.2020.3.1.78-86>
- Alexandre, P., Heliodoro, P., & Dias, R. (2019). THE CONTAGION EFFECT IN EUROPE: A DCC GARH APPROACH. *5th LIMEN Conference Proceedings (Part of LIMEN Conference Collection)*. <https://doi.org/10.31410/limen.2019.73>
- Ali, M., Alam, N., & Rizvi, S. A. R. (2020). Coronavirus (COVID-19) — An epidemic or pandemic for financial markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100341>
- Alotaibi, A. R., & Mishra, A. V. (2016). Time Varying International Financial Integration for GCC Stock Markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.03.001>



- Alqahtani, A., Lahiani, A., & Salem, A. (2020). Crude oil and GCC stock markets: New evidence from GARCH co-integration and Granger causality approaches. *International Journal of Energy Sector Management*. <https://doi.org/10.1108/IJESM-06-2019-0013>
- Andreou, E., & Ghysels, E. (2009). Structural Breaks in Financial Time Series. In *Handbook of Financial Time Series*. [https://doi.org/10.1007/978-3-540-71297-8\\_37](https://doi.org/10.1007/978-3-540-71297-8_37)
- Ansari, V. A., & Khan, S. (2012). Momentum anomaly: evidence from India. *Managerial Finance*, 38(2), 206–223. <https://doi.org/10.1108/03074351211193730>
- Ashraf, B. N. (2020). Stock markets' reaction to COVID-19: Cases or fatalities? *Research in International Business and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101249>
- Aslam, F., Mohmand, Y. T., Ferreira, P., Memon, B. A., Khan, M., & Khan, M. (2020). Network analysis of global stock markets at the beginning of the coronavirus disease (Covid-19) outbreak. *Borsa Istanbul Review*. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2020.09.003>
- Aslam, F., Mohti, W., & Ferreira, P. (2020). Evidence of intraday multifractality in european stock markets during the recent coronavirus (Covid-19) outbreak. *International Journal of Financial Studies*. <https://doi.org/10.3390/ijfs8020031>
- Aslam, F., Nogueiro, F., Brasil, M., Ferreira, P., Mughal, K. S., Bashir, B., & Latif, S. (2020). The footprints of COVID-19 on Central Eastern European stock markets: an intraday analysis. *Post-Communist Economies*. <https://doi.org/10.1080/14631377.2020.1827202>
- Babecký, J., Komarek, L., & Komárková, Z. (2017). Financial integration at times of crisis and recovery. *International Finance Review*. <https://doi.org/10.1108/S1569-376720170000018010>
- Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E., & Monnet, C. (2004). Measuring European financial integration. *Oxford Review of Economic Policy*. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grh030>
- Banco de Portugal. (2020). Relatório de Estabilidade Financeira. *Departamento de Estudos Económicos*, 19 v.2, 1–122.
- Bhatia, V., Das, D., & Kumar, S. B. (2020). Hedging effectiveness of precious metals across frequencies: Evidence from Wavelet based Dynamic Conditional Correlation analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.123631>
- Boomberg. (2020). <https://www.bloomberg.com/europe>

- Boamah, N. A., Watts, E. J., & Loudon, G. (2017). Financial crisis, the real sector and global effects on the African stock markets. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 65, 88–96. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.10.002>
- Caporale, G. M., Pittis, N., & Spagnolo, N. (2002). Testing for causality-in-variance: An application to the East Asian markets. *International Journal of Finance and Economics*. <https://doi.org/10.1002/ijfe.185>
- Chang, E., Chen, C., Chi, J., & Young, M. (2008). IPO underpricing in China: New evidence from the primary and secondary markets. *Emerging Markets Review*, 9(1), 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2007.06.002>
- Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59(2), 175–182. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(98\)00052-4](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(98)00052-4)
- Coeurdacier, N., & Guibaud, S. (2011). International portfolio diversification is better than you think. *Journal of International Money and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.10.003>
- Dasgupta, R. (2016). International Portfolio Diversification - Role of Emerging Economies-US Integration and Dynamic Linkages: An Empirical Study. *International Journal of Economics and Finance*. <https://doi.org/10.5539/ijef.v8n6p100>
- David, S. A., Inácio, C. M. C., & Tenreiro Machado, J. A. (2021). The recovery of global stock markets indices after impacts due to pandemics. *Research in International Business and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101335>
- de Truchis, G., & Keddad, B. (2016). Long-Run Comovements in East Asian Stock Market Volatility. *Open Economies Review*. <https://doi.org/10.1007/s11079-016-9401-4>
- De Wit, E., Van Doremalen, N., Falzarano, D., & Munster, V. J. (2016). SARS and MERS: Recent insights into emerging coronaviruses. *Nature Reviews Microbiology*, 14(8), 523–534. <https://doi.org/10.1038/nrmicro.2016.81>
- Dhama, K., Sharun, K., Tiwari, R., Dadar, M., Malik, Y. S., Singh, K. P., & Chaicumpa, W. (2020). COVID-19, an emerging coronavirus infection: advances and prospects in designing and developing vaccines, immunotherapeutics, and therapeutics. In *Human Vaccines and Immunotherapeutics*. <https://doi.org/10.1080/21645515.2020.1735227>
- Dias, R., Alexandre, P., & Heliodoro, P. (2020). Contagion in the LAC Financial Markets: The Impact of Stock Crises of 2008 and 2010. *Littera Scripta*. [https://doi.org/10.36708/littera\\_scripta2020/1/3](https://doi.org/10.36708/littera_scripta2020/1/3)

- Dias, R., da Silva, J. V., & Dionísio, A. (2019). Financial markets of the LAC region: Does the crisis influence the financial integration? *International Review of Financial Analysis*, 63(July 2018), 160–173. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.02.008>
- Dias, R., Heliodoro, P., & Alexandre, P. (2019). RISK TRANSMISSION AMONG STOCK MARKETS IN LAC REGION: FINANCIAL CRISES IMPACT. *5th LIMEN Selected Papers (Part of LIMEN Conference Collection)*. <https://doi.org/10.31410/limen.s.p.2019.91>
- Dias, R., Heliodoro, P., & Alexandre, P. (2020). Efficiency of Asean-5 Markets: An Detrended Fluctuation Analysis. *Mednarodno Inovativno Poslovanje = Journal of Innovative Business and Management*. <https://doi.org/10.32015/jibm.2020.12.2.13-19>
- Dias, R., Heliodoro, P., Alexandre, P., & Vasco, C. (2020a). FINANCIAL MARKET INTEGRATION OF ASEAN-5 WITH CHINA: AN ECONOPHYSICS APPROACH. *4th EMAN Conference Proceedings (Part of EMAN Conference Collection)*. <https://doi.org/10.31410/eman.2020.17>
- Dias, R., Heliodoro, P., Alexandre, P., & Vasco, C. (2020b). THE SHOCKS BETWEEN OIL MARKET TO THE BRIC STOCK MARKETS: A GENERALIZED VAR APPROACH. *4th EMAN Conference Proceedings (Part of EMAN Conference Collection)*. <https://doi.org/10.31410/eman.2020.25>
- Dias, R., Pardal, P., Teixeira, N., & Machová, V. (2020). Financial Market Integration of ASEAN-5 with China. *Littera Scripta*. [https://doi.org/10.36708/littera\\_scripta2020/1/4](https://doi.org/10.36708/littera_scripta2020/1/4)
- Diaz, E. M., Molero, J. C., & Perez de Gracia, F. (2016). Oil price volatility and stock returns in the G7 economies. *Energy Economics*. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.01.002>
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Driessen, J., & Laeven, L. (2007). International portfolio diversification benefits: Cross-country evidence from a local perspective. *Journal of Banking and Finance*, 31(6), 1693–1712. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.11.006>
- El Zowalaty, M. E., & Järhult, J. D. (2020). From SARS to COVID-19: A previously unknown SARS- related coronavirus (SARS-CoV-2) of pandemic potential infecting humans – Call for a One Health approach. *One Health*, 9(February), 100124. <https://doi.org/10.1016/j.onehlt.2020.100124>
- Engle, R. F., Granger, C. W. J., & Granger, C. W. J. (1987). CO-INTEGRATION AND ERROR CORRECTION: REPRESENTATION, ESTIMATION, AND TESTING. *Source: Econometrica Econometrica*.

- Ferreira, P., Dionísio, A., & Movahed, S. M. S. (2017). Assessment of 48 Stock markets using adaptive multifractal approach. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 486, 730–750. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.05.046>
- Fisher, R. A. (1932). Inverse probability and the use of Likelihood. *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*. <https://doi.org/10.1017/S0305004100010094>
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.2307/3094510>
- G.Sudha, V.Sornaganesh, M. T. S. (2020). IMPACT OF INDIAN STOCK MARKET DUE TO CRISIS IN MARCH 2020. In *International Journal of Multidisciplinary Educational Research*.
- Gilmore, C.G., Lucey, B. M., & McManus, G. M. (2008). The dynamics of Central European equity market comovements. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 48(3), 605–622. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2006.06.005>
- Gilmore, Claire G., Lucey, B. M., & McManus, G. M. (2008). The dynamics of Central European equity market comovements. *Quarterly Review of Economics and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2006.06.005>
- Gormsen, N. J., & Koijen, R. S. J. (2020). Coronavirus: Impact on stock prices and growth expectations. *Review of Asset Pricing Studies*. <https://doi.org/10.1093/rapstu/raaa013>
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)00041-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(96)00041-7)
- Grubel, H. G. (1968). Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows. *American Economic Review*.
- Gujarati, D. N. (2004). Basic Econometrics. In New York. <https://doi.org/10.1126/science.1186874>
- Gunay, S. (2020). A New Form of Financial Contagion: COVID-19 and Stock Market Responses. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3584243>
- Hatipoglu, M. (2020). Revisiting linkages between stock prices and real activity in oecd countries: Does finance respond to changing situation of economy? *Prague Economic Papers*. <https://doi.org/10.18267/j.pep.707>
- He, Q., Liu, J., Wang, S., & Yu, J. (2020). The impact of COVID-19 on stock markets. *Economic*

- and Political Studies. <https://doi.org/10.1080/20954816.2020.1757570>
- Hearn, B. (2014). The political institutional and firm governance determinants of liquidity: Evidence from North Africa and the Arab Spring. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31(1), 127–158. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2014.03.006>
- Hearn, B., & Piesse, J. (2013). A reassessment of stock market integration in SADC: The determinants of liquidity and price discovery in Namibia. *Applied Financial Economics*, 23(2), 123–138. <https://doi.org/10.1080/09603107.2012.711938>
- Heliodoro, P., Dias, R., & Alexandre, P. (2020). FINANCIAL CONTAGION BETWEEN THE US AND EMERGING MARKETS: COVID-19 PANDEMIC CASE. *4th EMAN Selected Papers (Part of EMAN Conference Collection)*. <https://doi.org/10.31410/eman.s.p.2020.1>
- Heliodoro, P., Dias, R., Alexandre, P., & Vasco, C. (2020). INTEGRATION IN BRIC STOCK MARKETS: AN EMPIRICAL ANALYSIS. *4th EMAN Selected Papers (Part of EMAN Conference Collection)*. <https://doi.org/10.31410/eman.s.p.2020.33>
- Huang, B. N., Yang, C. W., & Hu, J. W. S. (2000). Causality and cointegration of stock markets among the United States, Japan and the South China Growth Triangle. *International Review of Financial Analysis*. [https://doi.org/10.1016/S1057-5219\(00\)00031-4](https://doi.org/10.1016/S1057-5219(00)00031-4)
- Hussain Shahzad, S. J., Bouri, E., Roubaud, D., & Kristoufek, L. (2020). Safe haven, hedge and diversification for G7 stock markets: Gold versus bitcoin. *Economic Modelling*. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.07.023>
- Ibrahim, S. (2009). East Asian financial integration: A cointegration test allowing for structural break and the role of regional institutions. *International Journal of Economics and Management*, 3(1), 184–203.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Jawadi, F., Chlibi, S., & Cheffou, A. I. (2019). Computing stock price comovements with a three-regime panel smooth transition error correction model. *Annals of Operations Research*. <https://doi.org/10.1007/s10479-018-2805-3>
- Jouini, J., Majdoub, J., & Bouhouch, I. Ben. (2014). Equity Market Comovements Among Selected Emerging Countries from Long- and Short-Run Perspectives. In *Emerging Markets and the Global Economy: A Handbook*. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-411549-1.00027-2>

- Khan, K., Zhao, H., Zhang, H., Yang, H., Shah, M. H., & Jahanger, A. (2020). The impact of COVID-19 pandemic on stock markets: An empirical analysis of world major stock indices. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no7.463>
- Khan, T. A. (2011). Cointegration of International Stock Markets: An Investigation of Diversification Opportunities. *Undergraduate Economic Review*, 8(1), 52. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Lehkonen, H. (2015). Stock Market Integration and the Global Financial Crisis. *Review of Finance*, 19(5), 2039–2094. <https://doi.org/10.1093/rof/rfu039>
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Levy, H., & Sarnat, M. (1970). International diversification of investment portfolios. *The American Economic Review*.
- Liu, H., Manzoor, A., Wang, C., Zhang, L., & Manzoor, Z. (2020). The COVID-19 outbreak and affected countries stock markets response. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. <https://doi.org/10.3390/ijerph17082800>
- Lucey, B. M., & Voronkova, S. (2008). Russian equity market linkages before and after the 1998 crisis: Evidence from stochastic and regime-switching cointegration tests. *Journal of International Money and Finance*, 27(8), 1303–1324. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.07.004>
- Lupu, R. (2012). Comovements in the volatility of the emerging European stock markets. In *Financial and Macroeconomic Dynamics in Central and Eastern Europe: A Bayesian Approach*.
- Moagar-Poladian, S., Clichici, D., & Stanciu, C. V. (2019). The comovement of exchange rates and stock markets in Central and Eastern Europe. *Sustainability (Switzerland)*. <https://doi.org/10.3390/su11143985>
- Morales, L., & Andreosso-O'Callaghan, B. (2020). Covid-19 - Global Stock Markets "Black Swan." *Critical Letters in Economics & Finance*.

- Naeem, M. A., Hasan, M., Arif, M., Balli, F., & Shahzad, S. J. H. (2020). Time and frequency domain quantile coherence of emerging stock markets with gold and oil prices. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2020.124235>
- Ngwakwe, C. C. (2020). Effect of COVID-19 Pandemic on Global Stock Market Values: A Differential Analysis. *Acta Universitatis Danubius Oeconomica*.
- Okorie, D. I., & Lin, B. (2020). Stock markets and the COVID-19 fractal contagion effects. *Finance Research Letters*. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101640>
- Özer, M., Kamışlı, M., & Kamışlı, S. (2016). The Analysis of Volatility Spillovers between the German and Central and Eastern European (CEE) Stock Markets by Using Frequency Domain Causality Test. In *Europe and Asia: Economic Integration Prospects*.
- Pearson, K. (1901). LIII. On lines and planes of closest fit to systems of points in space . *The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science*. <https://doi.org/10.1080/14786440109462720>
- Perron, P. (2006). Dealing with structural breaks. *Palgrave Handbook of Econometrics*. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2006.04.004>
- Perron, Pierre, & Phillips, P. C. B. (1988). Testing for a Unit Root in a Time Series Regression. *Biometrika*, 2(75), 335–346. <https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509923>
- Qizam, I., Ardiansyah, M., & Qoyum, A. (2020). Integration of Islamic capital market in ASEAN-5 countries: Preliminary evidence for broader benefits from the post-global financial crisis. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*. <https://doi.org/10.1108/JIABR-08-2019-0149>
- Rico Belda, P. (2020). Transmisión entre mercados bursátiles y crisis financiera: El caso de España. *Studies of Applied Economics*. <https://doi.org/10.25115/eea.v32i2.3232>
- Ruiz Estrada, M. A., Park, D., Koutronas, E., Khan, A., & Tahir, M. (2020). The Impact of Infectious and Contagious Diseases and Its Impact on the Economic Performance: The Case of Wuhan, China. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3527330>
- Sakurai, Y., & Kurosaki, T. (2020). How has the relationship between oil and the US stock market changed after the Covid-19 crisis? *Finance Research Letters*. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101773>
- Salisu, A. A., Ndako, U. B., Adediran, I. A., & Swaray, R. (2020). A fractional cointegration VAR analysis of Islamic stocks: A global perspective. *North American Journal of Economics*

- and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.101056>
- Şenol, Z., & Zeren, F. (2020). Coronavirus (COVID-19) and Stock Markets: The Effects of the Pandemic on the Global Economy. *Eurasian Journal of Researches in Social and Economics*.
- Siddiqui, S. (2015). Stock Markets Integration: India Among BRIC Nations. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2695454>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Takyi, P. O., & Bentum-Ennin, I. (2020). The impact of COVID-19 on stock market performance in Africa: A Bayesian structural time series approach. *Journal of Economics and Business*. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2020.105968>
- Tilfani, O., Ferreira, P., Dionisio, A., & Youssef El Boukfaoui, M. (2020). EU Stock Markets vs. Germany, UK and US: Analysis of Dynamic Comovements Using Time-Varying DCCA Correlation Coefficients. *Journal of Risk and Financial Management*. <https://doi.org/10.3390/jrfm13050091>
- Tiwari, A. K., Trabelsi, N., Alqahtani, F., & Raheem, I. D. (2020). Systemic risk spillovers between crude oil and stock index returns of G7 economies: Conditional value-at-risk and marginal expected shortfall approaches. *Energy Economics*. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104646>
- Topcu, M., & Gulal, O. S. (2020). The impact of COVID-19 on emerging stock markets. *Finance Research Letters*. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101691>
- Tripathy, N. (2015). Stock market integration: evidence from BRIC countries. *International Journal of Business and Emerging Markets*. <https://doi.org/10.1504/ijbem.2015.070334>
- Tsay, R. S. (2002). Analysis of Financial Time Series. In *Analysis of Financial Time Series*. <https://doi.org/10.1002/0471264105>
- Voronkova, S. (2004). Equity market integration in Central European emerging markets: A cointegration analysis with shifting regimes. *International Review of Financial Analysis*, 13(5 SPEC.ISS.), 633–647. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2004.02.017>
- Waheed, R., Sarwar, S., Sarwar, S., & Khan, M. K. (2020). The impact of COVID-19 on Karachi stock exchange: Quantile-on-quantile approach using secondary and predicted data. *Journal of Public Affairs*. <https://doi.org/10.1002/pa.2290>
- Wang, L., Ma, F., Niu, T., & He, C. (2020). Crude oil and BRICS stock markets under extreme



shocks: New evidence. *Economic Modelling*.  
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.06.002>

Wong, D. K. T., & Li, K. W. (2010). Comparing the performance of relative stock return differential and real exchange rate in two financial crises. *Applied Financial Economics*.  
<https://doi.org/10.1080/09603100903266468>

Xiao, D., & Wang, J. (2020). Dynamic complexity and causality of crude oil and major stock markets. *Energy*. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.116791>

Yarovaya, L., & Lau, M. C. K. (2016). Stock market comovements around the Global Financial Crisis: Evidence from the UK, BRICS and MIST markets. *Research in International Business and Finance*, 37, 605–619. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.01.023>

Yin, L., & Ma, X. (2020). Oil shocks and stock volatility: new evidence via a Bayesian, graph-based VAR approach. *Applied Economics*.  
<https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1659497>

ZEREN, F., & HIZARCI, A. (2020). THE IMPACT OF COVID-19 CORONAVIRUS ON STOCK MARKETS: EVIDENCE FROM SELECTED COUNTRIES. *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*. <https://doi.org/10.32951/mufider.706159>

Zhang, D., Hu, M., & Ji, Q. (2020). Financial markets under the global pandemic of COVID-19. *Finance Research Letters*. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101528>

Zhao, Z., Wen, H., & Li, K. (2020). Identifying bubbles and the contagion effect between oil and stock markets: New evidence from China. *Economic Modelling*.  
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.02.018>

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*.  
<https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509904>